N° 11F0019MIF au catalogue — N° 311
ISSN: 1205-9161
ISBN: 978-0-662-09646-7

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Inégalité de long terme et instabilité annuelle des gains des hommes et des femmes au Canada

par Charles M. Beach, Ross Finnie et David Gray

Analyse des entreprises et du marché du travail
24-I, immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Inégalité de long terme et instabilité annuelle des gains des hommes et des femmes au Canada

par Charles M. Beach, Ross Finnie et David Gray

11F0019MIF N° 311
ISSN : 1205-9161
ISBN : 978-0-662-08978-0

Statistique Canada
Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-I, immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa, K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1-800-263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Mai 2008

La présente étude a pu être réalisée grâce à la Direction générale de la recherche appliquée de Ressources humaines et Développement social Canada. La Division des données régionales et administratives de Statistique Canada a donné l'accès aux données de la banque de Données administratives longitudinales (DAL) sur lesquelles se fonde la présente étude. Don McDougall, Roger Sceviour et Steve McBride ont fourni une aide informatique excellente. Nous remercions aussi Gordon Betcherman et Andrew Sharpe de leurs commentaires constructifs.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue de préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (Catalogue no. 11F0019MIE, no. 311).

Note de reconnaissance :
Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de service à la clientèle :
Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

Table des matières

Résumé 4

Sommaire exécutif 5

1 Introduction 7

2 Revue de la littérature 9

3 Cadre analytique 10

4 Fichier de données et échantillons utilisés pour l'estimation 12

5 Analyse graphique 14
5.1 Profils selon le sexe 14
5.2 Profils selon l'âge 15
5.3 Évolution des profils selon l'âge 16

6 Tendances sous-jacentes et effets macroéconomiques 17
6.1 Effets tendanciels nets 18
6.2 Effets macroéconomiques 19

7 Récapitulation et conclusion 22

Tableaux 25

Figures 30

Annexe 37

Bibliographie 39

Résumé

Le présent document a pour but d'examiner la variabilité des gains des travailleurs au Canada de 1982 à 2000 selon une approche descriptive graphique à l'aide du fichier de la banque de Données administratives longitudinales. À l'exemple de Gottschalk et Moffitt (1994), nous décomposons la variance totale des gains des travailleurs en une composante « permanente » ou de long terme d'inégalité entre les travailleurs et une composante « transitoire » ou d'instabilité des gains d'une année à l'autre au cours du temps pour des travailleurs particuliers. Nous appliquons la décomposition à une période d'observation mobile de cinq ans. Plusieurs résultats se dégagent de l'analyse. Premièrement, l'accroissement général de la variance totale des gains au cours de la période de référence reflète des profils assez différents d'évolution des composantes individuelles. L'inégalité de long terme des gains a généralement augmenté au cours de la période, tandis que l'instabilité des gains d'une année à l'autre a diminué assez régulièrement. Les variations de la variabilité totale des gains ont été dictées principalement par des variations de l'inégalité de long terme des gains. Deuxièmement, les profils d'évolution des deux composantes de la variance révèlent des différences importantes entre les hommes et les femmes. Depuis le début des années 1990, l'inégalité de long terme des gains n'a cessé de s'accentuer chez les hommes, mais s'est réduite considérablement chez les femmes. Depuis la fin des années 1980, l'instabilité des gains a diminué assez régulièrement chez les femmes, mais a suivi une évolution plus cyclique chez les hommes. Troisièmement, les profils des deux composantes de la variance en fonction de l'âge sont presque opposés. L'inégalité de long terme des gains augmente généralement avec l'âge, si bien qu'elle est beaucoup plus prononcée chez les travailleurs d'âge avancé. Par contre, l'instabilité des gains diminue généralement avec l'âge, de sorte qu'elle est nettement plus grande chez les travailleurs débutants.

Mots-clés : inégalité des gains, instabilité des gains, gains permanents et transitoires

Sommaire exécutif

Au cours des années 1980 et 1990, le marché canadien du travail a connu d'importants changements dictés par l'intégration croissante à l'économie américaine et l'évolution des flux des échanges, les progrès rapides dans le domaine des technologies de l'information, le recours beaucoup plus fréquent à des régimes de travail non standard en production, l'intensification de la concurrence internationale et de la vulnérabilité des travailleurs, ainsi que le relèvement des compétences des travailleurs et les influx importants d'immigrants. Au niveau macroéconomique, l'économie a connu une récession grave au début des années 1990, suivie d'une reprise lente sur le marché du travail jusqu'au milieu des années 1990. Ces faits nouveaux ont préparé le terrain pour des changements éventuellement importants de la répartition des gains des travailleurs sur le marché du travail.

Le présent document a pour but d'examiner la variabilité des gains des travailleurs au Canada de 1982 à 2000 selon une approche descriptive graphique à l'aide du fichier de la banque de Données administratives longitudinales (DAL). Suivant une méthode élaborée par Gottschalk et Moffitt (1994), nous décomposons la variance totale des gains des travailleurs au cours de la période susmentionnée en une composante « permanente » ou de long terme de variation entre les travailleurs et une composante « transitoire » ou d'instabilité des gains d'une année à l'autre au cours du temps pour des travailleurs particuliers. La première composante est reliée aux profils des gains au cours du cycle de vie ou aux niveaux des courbes et est affectée par les différences persistantes de capital humain et de compétences, la participation de long terme au marché du travail, l'évolution du rendement des compétences et les effets éventuels de discrimination et de cohorte. Il s'agit d'une mesure de l'inégalité de long terme des gains des travailleurs. La deuxième composante, c'est-à-dire les fluctuations des gains d'une année à l'autre (nettes des tendances systématiques des gains au cours du cycle de vie), est reliée aux effets du cycle économique, à la restructuration du marché du travail et à l'évolution des courbes de demande des industries. Il s'agit d'une mesure de l'instabilité moyenne des gains des travailleurs. Cette décomposition nous permet de mieux interpréter et évaluer diverses explications des variations de l'inégalité des gains (en grande partie des augmentations) qui ont eu lieu sur le marché du travail au Canada.

Nous appliquons la décomposition à une période mobile de cinq ans d'observation des gains, afin de pouvoir examiner (à l'aide de graphiques et de méthodes de régression) l'évolution de ces deux composantes des gains de 1982 à 2000 et son association aux indicateurs macroéconomiques. Nous présentons les résultats non seulement pour l'ensemble des hommes (comme cela est habituellement le cas dans la littérature), mais aussi séparément pour les hommes et pour les femmes, ainsi que pour les travailleurs de quatre groupes d'âge.

Nous dégageons plusieurs résultats importants. Premièrement, l'accroissement général de la variance totale des gains au cours de la période de référence n'a pas été régulier et reflète des profils d'évolution relativement différents des composantes individuelles. Nos résultats témoignent davantage d'importants effets cycliques que d'une tendance à la hausse dominante, contrairement à ce qui a été observé aux États-Unis. L'inégalité de long terme des gains a généralement augmenté au cours de la période, tandis que l'instabilité des gains d'une année à l'autre a diminué assez régulièrement, sauf durant la récession du début des années 1990. Les changements de variabilité

totale des gains ont été dictés principalement par des variations de l'inégalité de long terme des gains.

Deuxièmement, les profils d'évolution des deux composantes de la variance révèlent des différences importantes entre les hommes et les femmes. Depuis le début des années 1990, l'inégalité de long terme des gains n'a cessé de s'accentuer chez les hommes, mais s'est réduite considérablement chez les femmes. Depuis la fin des années 1980, la stabilité des gains a diminué régulièrement chez les femmes, mais a subi une évolution plus cyclique chez les hommes. Par conséquent, les tendances qui sous-tendent l'instabilité des gains ont renforcé la tendance à la hausse de l'inégalité de long terme des gains chez les hommes, mais ont affaibli ou contrecarré le dernier effet chez les femmes.

Troisièmement, les profils d'évolution des deux composantes de la variance en fonction de l'âge sont presque opposés. L'inégalité de long terme des gains augmente généralement avec l'âge, du moins chez les travailleurs jeunes et au-delà, si bien qu'elle est nettement plus élevée chez les travailleurs d'âge avancé. Par contre, l'instabilité des gains diminue généralement avec l'âge, du moins chez les travailleurs qui ont atteint la force de l'âge, de sorte que l'instabilité des gains est beaucoup plus grande chez les travailleurs débutants.

Quatrièmement, les taux de chômage et les taux de croissance du produit intérieur brut (PIB), en tant qu'indicateurs macroéconomiques, ont les uns et les autres des effets nets statistiquement significatifs mis en évidence par la régression sur toutes les mesures de la variance des gains. Les effets des taux de chômage sont positifs sur presque toutes les mesures de la variance, ce qui concorde avec les attentes classiques selon lesquelles un marché du travail plus étroit réduit la variance des gains, tandis que l'accroissement du chômage est associé à un creusement de l'écart de long terme entre les gains et à une plus grande instabilité de ces derniers. Proportionnellement parlant, les effets du chômage sur l'instabilité des gains sont généralement plus importants. Selon la théorie économique classique, on s'attendrait à ce que l'effet du taux de croissance du PIB sur les diverses mesures de la variance soit négatif, car une croissance économique plus forte réduit l'inégalité et l'instabilité des gains. Ces effets prévus sont effectivement vérifiés pour les femmes et pour l'instabilité des gains chez les hommes. Toutefois, nous constatons que les effets du taux de croissance sur l'inégalité des gains des hommes sont positifs, résultat qui est davantage en harmonie avec un ensemble d'explications procédant de la théorie de la « nouvelle économie », ensemble qui est fondé sur la restructuration économique et l'évolution démographique.

1 Introduction

Au cours des années 1980 et 1990, le marché canadien du travail a subi des transformations, dont l'intégration croissante à l'économie américaine et le changement des flux des échanges, l'évolution rapide de la technologie de l'information, les changements de mode et d'organisation de production, comme l'« externalisation » et les régimes de travail non standard, la fluctuation des prix des ressources naturelles et les variations prononcées des taux de change canadiens, les taux de croissance régionale très inégaux, l'intensification de la concurrence et de la vulnérabilité des travailleurs, ainsi que les influx importants d'immigrants. À l'échelle macroéconomique, la reprise a été lente après la récession du début des années 1990, le taux de chômage étant demeuré élevé jusqu'à la fin de cette décennie. Ces changements pourraient avoir eu une incidence sur la répartition des gains entre les travailleurs sur le marché du travail.

Dans le présent document, nous examinons la variabilité des gains des travailleurs au Canada de 1982 à 2000 selon une approche graphique non structurelle à l'aide d'une grande banque de données administratives longitudinales représentatives. Suivant une méthode établie par Gottschalk et Moffit (1994), nous décomposons la variance totale des gains des travailleurs au cours de la période susmentionnée en une composante « permanente » ou de long terme de la variance entre les travailleurs et une composante « transitoire » ou d'instabilité des gains d'une année à l'autre au cours du temps pour certains travailleurs. La nouveauté méthodologique du présent document est que cette décomposition est appliquée à une période d'observation des gains mobile de cinq ans, afin de pouvoir examiner (graphiquement et par des méthodes de régression) comment la variation totale des gains et ses deux composantes ont évolué au cours de ces deux décennies récentes, d'une manière non structurelle, assez souple. Nous présentons les résultats séparément pour les travailleurs masculins et féminins et pour les travailleurs appartenant à quatre groupes d'âge distincts. La souplesse associée à la nature mobile de la structure de notre ensemble de données nous permet aussi d'examiner comment les composantes de la variance des gains varient en fonction des indicateurs macroéconomiques, c'est-à-dire du taux de chômage et des taux de croissance du produit intérieur brut réel, au cours de la période de référence.

Comprendre les profils des différences de long terme entre les gains des travailleurs et de l'instabilité de ces gains d'une année à l'autre présente un intérêt économique et stratégique. les différences de long terme entre les gains des travailleurs sont associées aux profils d'évolution des gains au cours de la vie et dépendent de facteurs tels que les niveaux atteints de capital humain et de compétences, la participation de long terme au marché du travail et le régime de travail, l'évolution de la composition de l'économie en termes d'industries et de professions, ainsi que l'évolution du rendement des compétences et des effets de cohorte, qui évoquent des questions de concordance entre les compétences et les emplois, d'accès à la formation et d'utilisation efficace du capital humain. Les variations d'une année à l'autre reflétant l'instabilité des gains sont dues à des facteurs plus transitoires, tels que le chômage et la restructuration des lieux de travail, les relations d'emploi non standard, l'instabilité des prix des biens primaires et l'évolution des profils de demande dans les diverses professions, ainsi que l'instabilité du rendement des entreprises. Ces variations, quant à elles, attirent davantage l'attention des décideurs sur des questions comme l'assurance sociale, l'amélioration du flux et de la qualité de l'information sur les marchés du travail et les politiques macroéconomiques. La décomposition des variations globales de l'inégalité en une source plus

permanente et une source de court terme nous permet aussi de mieux interpréter et évaluer diverses explications des résultats observés.

Des analyses strictement transversales ont montré que l'inégalité des gains a augmenté significativement au Canada à la fin des années 1980 et au cours des années 1990 (Beach et Slotsve, 1996; Burbidge, Magee et Robb, 1997; Frenette, Green et Picot, 2004; Heisz, Jackson et Picot, 2002; Johnson et Kuhn, 2004; Picot, 1997; Richardson, 1997; Wolfson et Murphy, 1998). Ce phénomène est reflété à la figure 1 qui montre que la variance totale des gains des travailleurs — expliquée de manière plus formelle plus bas[1] — a effectivement augmenté au cours de cette période (l'axe horizontal représente une période d'observation mobile de cinq ans allant de l'intervalle 1982 à 1986 à l'intervalle 1996 à 2000). Cependant, notre examen d'une série chronologique mobile révèle que cet accroissement global n'était pas du tout monotone et que des profils assez différents (en dehors de la période allant de 1986 à 1990 à la période 1991 à 1995) se dégagent effectivement pour les femmes et pour les hommes. De toute évidence, les profils présentent aussi un aspect cyclique important. De surcroît, les figures 2 et 3 font ressortir que les composantes transitoire et de long terme — décrites elles aussi plus en détail plus bas — contribuent de manière assez distincte à l'accroissement de la variance totale. Les différences de gains de long terme (figure 3) ont en grande partie augmenté, surtout chez les hommes, tandis que l'instabilité des gains (figure 2) a en grande partie diminué, principalement chez les femmes participant au marché du travail. Chose intéressante, l'inégalité de long terme des gains des hommes a diminué au cours de la période de croissance des années 1980, mais a ensuite augmenté au cours de la période de croissance des années 1990. L'objectif principal du présent document est d'examiner et d'essayer d'expliquer ces profils (et les profils selon l'âge plus détaillés) d'évolution des variations des gains au Canada.

Tant du point de vue de la portée que de la méthodologie, le présent document étoffe nos travaux antérieurs. Dans Beach, Finnie et Gray (2003), nous avons établi les fondements de l'estimation de la variation des gains et du processus de décomposition, et avons montré un mouvement structurel de la mesure de la variance entre les années 1980 et les années 1990. Dans Beach, Finnie et Gray (2005), nous avons intégré une dimension régionale, ainsi qu'un mouvement temporel (1982 à 1989 comparativement à 1990 à 1997) et utilisé une analyse multivariée pour préciser les effets du cycle économique sur les mesures de la variance des gains entre les deux périodes et d'une région géographique à l'autre. Le présent document prolonge la dernière analyse du point de vue méthodologique en intégrant une mesure de moyenne mobile des gains permanents dans la méthode de décomposition de Gottschalk-Moffitt. Cela nous permet de calculer une série chronologique des composantes de la variance, donc d'analyser les variations détaillées d'une année sur l'autre de ces mesures de la variance, graphiquement, ainsi que par des méthodes de régression. Nous pouvons donc estimer directement les effets macroéconomiques, au lieu de les inférer indirectement en partant des différences interrégionales de rendement macroéconomique. La présente analyse s'étend en outre jusqu'à l'année 2000 et ajoute aux profils chronologiques la richesse supplémentaire des différences selon l'âge et le sexe.

À la section suivante, nous passons brièvement en revue la littérature pertinente. À la section 3, nous établissons le cadre analytique et à la section 4, nous décrivons l'ensemble de données

1. Toutes les mesures de variance sont calculées à partir du logarithme des gains ajustés pour tenir compte du cycle de vie (en milliers de dollars de 1997).

employé et les principales caractéristiques des échantillons utilisés pour l'estimation. À la section 5, nous présentons les ensembles de résultats graphiques sur les profils chronologiques de l'inégalité de long terme des gains et de l'instabilité des gains d'une année à l'autre. À la section 6, nous décrivons une analyse par régression des tendances sous-jacentes et des effets macroéconomiques. Enfin, pour conclure, à la dernière section, nous passons en revue et mettons en relief les principaux résultats.

2 Revue de la littérature

Se fondant sur l'analyse des données de la US Panel Study of Income Dynamics (PSID), Gottschalk et Moffitt (1994) ont conclu que l'instabilité croissante des gains et la plus grande dispersion des gains permanents (des travailleurs masculins blancs) avaient contribué l'une et l'autre à l'accroissement de l'inégalité salariale observé de la fin des années 1970 aux années 1980, mais que l'effet du second facteur avait été environ deux fois plus prononcé. Par une méthode différente appliquée au même ensemble de données, Haider (2001) a constaté que la composante transitoire avait augmenté durant les années 1970, tandis que la variation des gains permanents avait augmenté considérablement au début des années 1980 chez les hommes aux États-Unis. Il a déterminé que la variation persistante n'est que légèrement contra-cyclique, tandis que l'instabilité des gains l'est fortement. Dans le cadre d'une étude mise à jour réalisée grâce aux données de la PSID au moyen d'une méthode différente, Moffitt et Gottschalk (2002) discernent une augmentation séculaire de la composante permanente jusqu'à 1997 et un accroissement assez spectaculaire de la composante transitoire durant les années 1980, suivi par un déclin après 1991.

La littérature canadienne sur la variabilité des gains est assez peu abondante, en grande partie à cause (jusqu'à récemment) du manque de données longitudinales historiques nécessaires pour l'analyse de la dynamique des gains. Par conséquent, les seuls travaux existants sont fondés sur des fichiers de données administratives[2]. Les études de Baker et Solon (2003) et de Morissette et Ostrovsky (2005) sont les travaux canadiens les plus approchants portant sur la décomposition de la variation des gains. Baker et Solon (2003) utilisent un ensemble de données qui résulte de la fusion des renseignements contenus dans les fichiers de déclarations de revenus T1 (produites par les particuliers) et dans les fichiers de données fiscales supplémentaires T4 (produites par les employeurs) fournis par l'Agence du revenu du Canada pour la période allant de 1976 à 1992, et n'inclut que les travailleurs de sexe masculin dont les gains sont positifs pendant au moins neuf années consécutives. Au moyen d'une méthode économétrique paramétrique d'estimation des séries chronologiques, ils estiment la structure de covariance des processus temporels donnant les données sur les gains. L'un de leurs résultats empiriques est l'obtention d'estimations ponctuelles de la variation totale des gains, ainsi que de ses composantes permanente et transitoire. Morissette et Ostrovsky (2005) utilisent aussi le fichier de la banque de Données administratives longitudinales pour examiner la stabilité des gains et du revenu total familiaux au cours des périodes distinctes de 1986 à 1991 et de 1996 à 2001. Ils constatent également que l'inégalité des gains permanents des familles s'est accentuée considérablement entre ces deux périodes.

2. L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu est une autre base de données longitudinales devenues disponibles relativement récemment, mais elle n'a pas encore été utilisée pour étudier les questions abordées dans le présent document. La première cohorte de cette base de données date de 1993 et les individus sont gardés dans l'échantillon pendant une période n'excédant pas six ans.

Bien que nous nous intéressions, comme Baker et Solon (2003), à la décomposition de la variation des gains, nos objectifs et notre méthodologie diffèrent. Notre méthode statistique de décomposition sous-jacente permet une spécification beaucoup plus simple des variations intertemporelles des gains. Notre analyse comporte une ventilation selon le sexe, ainsi que selon divers groupes d'âge, et notre ensemble de données couvre une période plus récente, plus précisément celle de 1982 à 2000. Enfin, nous cherchons à estimer les relations empiriques entre les composantes de la variance et les indicateurs macroéconomiques.

3 Cadre analytique

Nous avons adopté pour l'étude la méthodologie employée par Gottschalk et Moffitt (1994, p. 254), qui comprend une méthode de décomposition de la variance au moyen de données longitudinales. Le point de départ commun est la variance (du logarithme) des gains d'un travailleur au cours du temps. Considérons les variables suivantes :

y_{it} = logarithme des gains de la personne i durant l'année t;
T_i = nombre d'années pour lesquelles des données sur les gains sont observées pour la personne i, i = 1, ..., N

et $K = \sum_{i=1}^{N} T_i = N \bullet \overline{T}$,

où la barre au-dessus du symbole de la variable indique une moyenne d'échantillon. $\overline{T}$ est donc le nombre moyen d'années pour lesquelles des données sur les gains existent pour l'échantillon de N travailleurs. Il s'ensuit que $\overline{y}_i = \left(\frac{1}{T_i}\right)\sum_{t=1}^{T_i} y_{it}$ est la moyenne (du logarithme) des gains sur les années de déclaration de gains du travailleur i, et que $\overline{\overline{y}} = \left(\frac{1}{K}\right)\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T_i} y_{it}$ est le niveau moyen global (du logarithme) des gains sur l'ensemble des travailleurs dans l'ensemble de données. La mesure de la variation totale des gains utilisée est alors une estimation sans biais de la variance totale :

$$\text{Var}_{\text{Totale}} = \left(\frac{1}{K-1}\right)\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T_i}\left(y_{it} - \overline{\overline{y}}\right)^2 \qquad (1)$$

Cette expression reflète à la fois la variation des gains de chaque travailleur au cours du temps et la variation des gains d'un travailleur à l'autre. On peut lancer le processus de décomposition en définissant une mesure de la variance transitoire, ou instabilité temporaire des gains, de la forme :

$$\text{Var}_{\text{Transitoire}} = \textit{moyenne sur } i\left[\text{var } \textit{sur } t\left(y_{it}\right)\right]$$

$$= \left(\frac{1}{N}\right)\sum_{i=1}^{N}\left[\left(\frac{1}{T_i - 1}\right)\sum_{t=1}^{T_i}\left(y_{it} - \bar{y}_i\right)^2\right] \qquad (2)$$

$$= \hat{\sigma}^2_{trans}$$

La quantité susmentionnée représente la moyenne, sur l'ensemble des travailleurs, de la variance entre périodes (du logarithme) des gains. La mesure qui figure entre crochets est une estimation (sans biais) de la volatilité ou instabilité d'une année sur l'autre (du logarithme) des gains du travailleur i. L'étape suivante consiste à définir une mesure de la variance persistante ou permanente des gains de la forme:

$$\text{Var}_{\text{Permamente}} = \left(\frac{1}{N-1}\right)\sum_{i=1}^{N}\left(\bar{y}_i - \bar{\bar{y}}\right)^2 - \left(\hat{\sigma}^2_{trans} \Big/ \bar{T}\right) \qquad (3)$$

Quoique l'expression (3) entière soit moins intuitive que l'expression (2), le terme de gauche reflète essentiellement la variation des gains (dont on a déjà calculé la moyenne au cours du temps pour chaque travailleur) pour l'ensemble des travailleurs compris dans l'échantillon. On peut alors montrer que la variance totale est égale à la somme de la variance transitoire et de la variance permanente, ce qui donne une décomposition commode de la variance totale. En utilisant la même notation que précédemment, nous avons :

$$\text{Var}_{\text{Totale}} = \text{Var}_{\text{Transitoire}} + \text{Var}_{\text{Permanente}} \qquad (4)$$

à condition que $T_i = T$ pour tout i, ce qui signifie que le nombre d'observations chronologiques est le même pour tous les individus contenus dans l'échantillon. Cette condition s'applique tout au long de l'analyse.

Lors de l'application des formules (1), (2) et (3), y_{it} est remplacé par les gains (en logarithme) ajustés en fonction du cycle de vie, que nous obtenons comme suit :

$$ya_{it} \equiv ln\ Y_{it} - (ln\ Y_{it}) \text{ estimé,} \qquad (5)$$

où $ln\ Y_{it}$ représente les gains (en logarithme) réels déclarés et $(ln\ Y_{it})$ estimé est le logarithme des gains prévus d'après l'équation de régression par les moindres carrés ordinaires du logarithme des gains sur une quartique de l'âge; ya_{it} est donc généré sous forme du logarithme des gains, net des effets du cycle de vie associés à l'âge. Par conséquent, dans l'équation (2), la mesure entre crochets traduit la variance ajustée en fonction du cycle de vie (du logarithme) des gains, ou la variation (du logarithme) des gains autour de la trajectoire des gains au cours du cycle de vie du travailleur. L'expression (2) complète reflète la moyenne sur l'ensemble des travailleurs de cette variabilité des gains. De même, la formule (3) reflète essentiellement les différences de niveau des trajectoires du logarithme des gains au cours du cycle de vie entre les travailleurs. Puisque nous n'estimons qu'une seule régression (du logarithme) des gains au cours du cycle de vie pour l'ensemble des travailleurs

dans chacun de nos échantillons, les travailleurs très spécialisés, dont la trajectoire des gains est élevée, auront une série de grandes valeurs positives de ya_{it} et les travailleurs peu spécialisés, dont la trajectoire des gains est faible, auront une série de grandes valeurs négatives de ya_{it}. La variance transitoire reflète la fluctuation des gains autour des trajectoires au cours du cycle de vie des individus, tandis que la variance permanente reflète la variation plus persistante du logarithme des gains entre les travailleurs ayant des trajectoires de gains au cours du cycle de vie de niveau différent (c.-à-d. entre des travailleurs dont le niveau de compétence diffère).

Les formules (1) à (4) peuvent également être interprétées comme un modèle à effets aléatoires, ou à composantes de l'erreur, de la structure de l'erreur dans l'équation de régression du logarithme des gains en fonction de l'âge tenant compte du cycle de vie (voir Johnston, 1984, p. 400). La composante permanente de la variation du logarithme des gains est la « composante inter (travailleurs) » de la variation, et la composante transitoire est la « composante intra » (c.-à-d. au cours du cycle de vie d'un travailleur donné) de la variation.

4 Fichier de données et échantillons utilisés pour l'estimation

L'ensemble de données utilisé pour l'étude est le fichier de la banque de Données administratives longitudinales (DAL) de Statistique Canada. Il s'agit d'un échantillon à 10 % représentatif des Canadiens qui produisent une déclaration de revenus tiré des fichiers de données fiscales T1 de l'Agence du revenu du Canada contenant plus de 1,5 million d'enregistrements par année. La mesure des gains utilisée dans la présente étude est le revenu annuel total provenant des salaires et traitements (d'où les « gains ») inscrit sur la déclaration de revenus des particuliers.

Les échantillons utilisés pour l'estimation incluent tous les travailleurs rémunérés de 20 à 64 ans qui n'étaient pas étudiants à temps plein durant l'exercice, qui ont reçu au moins 1 000 $ (en dollars constants de 1997) de revenu salarial, dont les gains excédaient tout revenu net (déclaré) tiré d'un travail autonome, et qui ont déclaré pendant au moins deux ans des gains supérieurs au minimum (tel qu'il vient d'être défini) enregistrés dans le fichier de la DAL. Ces omissions visent à approximer le concept de « tous les travailleurs rémunérés » appliqué par Statistique Canada, tout en excluant les travailleurs dont la participation au marché du travail n'est que limitée[3]. La plupart des exclusions concernent les travailleurs de plus de 64 ans, les travailleurs autonomes (dont les gains provenant du marché du travail étaient, pour la plupart, très faibles) et les travailleurs dont la participation au marché du travail n'est pas continuelle. Des renseignements supplémentaires sur le fichier de données, y compris la couverture de la banque DAL, son degré de représentativité de la population générale, le nombre d'enregistrements dans le fichier DAL complet et les effets des critères particuliers d'exclusion de l'échantillon figurent dans l'annexe de Beach, Finnie et Gray (2001).

La période couverte par l'étude s'étend de 1982 à 2000. Afin de refléter de manière continue les variations entre périodes d'observation des composantes de la variance survenues au cours de cet

3. Lors de la production du fichier de la banque de Données administratives longitudinales, des procédures spéciales sont appliquées pour traiter les individus qui ont changé leur NAS (numéro d'assurance sociale que nous utilisons comme identificateur), ceux qui possèdent plusieurs NAS et d'autres cas non standard (voir Finnie, 1999), qui représentent environ 4 % du fichier chaque année. Les étudiants à temps plein sont identifiés d'après les réponses concernant les frais d'études et le crédit d'impôt pour études sur la déclaration T-1.

intervalle, nous devons envisager un compromis entre la longueur de la période sur laquelle les composantes de la variance sont calculées (c.-à-d. $\max(T_i)$ dans l'exposé de la section 3) et la fréquence des observations que nous produisons à partir de ces intervalles. Le nombre de degrés de liberté dont nous disposons pour déceler les écarts par rapport à la moyenne est d'autant plus élevé et la moyenne représente d'autant mieux les gains de long terme que la période d'observation pour le calcul est longue, mais le nombre de valeurs dont nous disposons pour produire les graphiques des séries chronologiques et pour exécuter les analyses par régression est d'autant plus faible que la fréquence des observations indépendantes sur l'intervalle entier est faible. Nous choisissons une longueur de période d'observation de cinq ans, que nous considérons suffisamment longue pour faire la distinction entre l'inégalité « permanente » ou de long terme et l'instabilité « transitoire » ou de court terme des gains, mais assez courte pour produire un nombre suffisant de points chronologiques pour permettre une analyse statistique raisonnable des effets des variables macroéconomiques. Comme nous souhaitons produire des estimations ponctuelles sur une base annuelle, nous utilisons des périodes d'observation chevauchantes plutôt que disjointes.

Nous subdivisons l'intervalle d'estimation complet de 19 années en 15 périodes d'échantillonnage successives contiguës d'une même durée de 5 ans, chacune correspondant à un échantillon fixé et équilibré de travailleurs dont les gains sont positifs pendant 5 années consécutives. Par exemple, l'échantillon initial est constitué de tous les individus ayant déclaré des gains positifs pour chacune des années 1982 à 1986. Le deuxième échantillon est constitué de tous les individus qui ont déclaré des gains positifs pour chacune des années de 1983 à 1987, et le quinzième et dernier échantillon est constitué de tous les individus qui ont déclaré des gains positifs pour les années 1986 à 2000. Pour chacun de ces échantillons sur cinq ans, nous avons calculé les trois mesures de variance (au moyen des équations (1) à (3) de la section précédente, d'où les indicateurs de l'axe horizontal (8286, 8387, ..., 9600) des figures 1 à 3. Par construction, toute paire d'échantillons adjacents auront en commun quatre années de données, toute paire d'échantillons qui commencent avec deux années d'écart auront en commun trois années de données et toute paire d'échantillons qui commencent avec cinq années d'écart ou plus n'auront aucune observation en commun[4]. Les statistiques produites à l'aide de ce processus de génération de données reposant sur des échantillons successifs, qui donne 15 observations annuelles, sont analogues à un calcul de moyenne mobile sur cinq années consécutives. Malgré les corrélations manifestement fortes qui existent entre des statistiques calculées à partir d'échantillons tirés avec un ou deux ans d'écart (les valeurs calculées ne sont entièrement indépendantes que dans le cas d'un écart de cinq ans ou plus entre les dates de début de l'échantillon), nous arrivons à dégager des points de renversement distincts au cours de l'intervalle global allant de 1982 à 2000.

Les échantillons de travailleurs utilisés pour l'estimation dans la présente étude sont également ventilés selon l'âge et le sexe. Les quatre groupes d'âge sont « Débutants » (20 à 24 ans), « Jeunes » (25 à 34 ans), « Force de l'âge » (35 à 54 ans) et « Âge avancé » (55 à 64 ans) pour les femmes ainsi que les hommes. Cela nous permet d'examiner les profils de variabilité des gains au cours de diverses phases du cycle de vie des travailleurs. L'ensemble complet de tailles des 120 échantillons (4 groupes d'âge pour chaque sexe sur 15 cohortes) figure au tableau A1 en annexe. Les

4. Il convient de souligner qu'aucune paire d'échantillons ne sera composée d'exactement les mêmes individus. À mesure que l'on passe d'un échantillon à un autre au fil du temps, des nouveaux individus entrent dans l'échantillon quand ils satisfont aux critères d'échantillonnage globaux et certains individus quittent l'échantillon quand ils ne satisfont plus à ces critères.

échantillons varient de 31 500 à 489 000 points de données et reflètent les changements démographiques et les tendances de la participation au marché du travail survenus au cours de la période de référence. En particulier, durant la période, le nombre de jeunes travailleurs a diminué et le nombre de femmes sur le marché du travail a augmenté. Ces profils reflètent aussi les transitions des travailleurs d'un groupe d'âge à l'autre au cours de la période d'échantillonnage pertinente. Par exemple, les personnes du groupe des « Débutants » entrent dans le groupe des « Jeunes » à mesure qu'elles vieillissent et la même dynamique se manifeste tout au long de l'échelle des âges.

Pour les besoins de l'analyse graphique ainsi que de l'analyse par régression, nous commençons par estimer les profils des gains ajustés en fonction du cycle de vie en nous fondant sur les régressions du logarithme des gains. Comme nous l'avons mentionné plus haut, la variable dépendante est y_{it}, c'est-à-dire le logarithme des gains d'un individu durant une année particulière, et les variables indépendantes correspondent à une quartique de l'âge pour chacun des échantillons d'hommes et de femmes utilisés pour l'estimation. Dans ces équations (du logarithme) des gains, les quatre groupes d'âge sont regroupés pour les hommes, d'une part et pour les femmes, d'autre part. Les régressions sont estimées séparément pour chaque période d'estimation. Nous obtenons ainsi 30 régressions (du logarithme) des gains (une régression pour les hommes et une régression pour les femmes pour chacun des 15 échantillons de période). Les résultats de ces équations de régression des gains, qui sont présentés au tableau A2 en annexe, indiquent qu'un effet fortement positif (négatif) et statistiquement significatif est associé à l'âge (âge au carré), constatation en harmonie avec l'ensemble de la littérature sur les gains.

5 Analyse graphique

5.1 Profils selon le sexe

Les estimations des trois mesures de la variance sont présentées aux figures 1 à 3, où la figure 1 donne la variance totale, la figure 2, l'instabilité des gains et la figure 3, l'inégalité de long terme des gains. La ventilation de la variance totale est d'environ 73 % pour la composante de l'inégalité de long terme contre 27 % pour la composante de l'instabilité des gains, en moyenne, pour les hommes ainsi que pour les femmes sur l'intervalle complet. Les trois mesures de la variance sont également plus élevées pour les femmes que pour les hommes. Deuxièmement, le profil général de l'évolution de la variabilité totale des gains a été dicté principalement par les changements de l'inégalité de long terme des gains. Néanmoins, l'instabilité croissante des gains du milieu des années 1980 au début des années 1990 chez les hommes a joué un rôle secondaire dans l'accroissement de la variabilité totale des gains des hommes, tandis que l'effet de l'instabilité des gains a été faible ou a même réduit la variabilité totale des gains chez les femmes. Troisièmement, puisque la variance totale des gains est égale à la somme de ces composantes permanente et transitoire, nous la considérons comme le résultat de ces deux composantes structurelles et nous concentrons notre discussion sur ces dernières.

La période 1982 à 2000 que nous étudions est caractérisée par près de deux cycles économiques complets, ce qui facilitent l'interprétation des tendances cycliques dans les séries de données sur la variance. Une récession sévère a eu lieu au cours des deux premières années couvertes par nos données (1982 et 1983), puis a été suivie par une phase de reprise énergique jusqu'à 1989. Une autre récession grave a eu lieu en 1990 et 1991. Toutefois, le redressement a été inégal et la reprise

sur le marché du travail, assez lente, à cause de la stagnation de la croissance économique en 1995 et 1996. Par la suite, la croissance économique a été assez forte au cours des sept dernières années de notre échantillon.

Ces tendances cycliques se manifestent assez fermement chez les hommes. L'inégalité de long terme des gains (c.-à-d. la composante permanente) a augmenté le plus fortement au cours de la période 1986 à 1990 à la période 1991 à 1995, après un très léger recul au cours de la période 1982 à 1986 à la période 1986 à 1990; depuis 1991 à 1995, sa croissance continue a de nouveau été plus modeste. Néanmoins, depuis 1986 à 1990, l'inégalité de long terme des gains a augmenté continuellement. Par contre, l'instabilité des gains des hommes a généralement suivi une tendance à la baisse, de même que le taux moyen de chômage (qui est passé de 11,1 % en 1982 et de 11,9 % en 1983 à 6,8 % en 2000). L'instabilité des gains des hommes n'a augmenté que durant l'intervalle de 1986 à 1990 à celui de 1989 à 1993. Depuis, elle est caractérisée par une tendance prononcée à la baisse, qui suit de nouveau le taux moyen de chômage (lequel est passé par un sommet, à 11,4 %, en 1993). Par conséquent, la variation totale des gains a augmenté régulièrement depuis 1986 à 1990.

En ce qui concerne les femmes sur le marché du travail, l'opposition des profils des composantes de l'inégalité de long terme et de l'instabilité des gains durant la période allant de 1986 à 1990 à la période 1991 à 1995 est assez spectaculaire, la première ayant augmenté de 9,0 %, tandis que la seconde a diminué de 11,6 %. Depuis, les deux composantes ont fléchi, de 3,7 % et de 2,0 %, respectivement. Chez les femmes, les différences de gains de long terme semblent être fortement procycliques, comme cela a été le cas pour les hommes également, tandis que l'instabilité de court terme des gains a diminué assez régulièrement depuis 1986 à 1990, de manière relativement indépendante du cycle économique. Par conséquent, la courbe de la variation totale des gains a la forme d'un U renversé, avec une longue période de croissance de 1982 à 1986 à la période 1991 à 1995, suivie par une forte baisse après le sommet de 1991 à 1995.

Pour l'ensemble des travailleurs (hommes et femmes confondus), la variance totale des gains est passée par un creux au cours de la période 1986 à 1990 et par un sommet de 1991 à 1995 (ce qui reflète la récession grave du début des années 1990) et a, en majeure partie, diminué depuis. Au cours de la période de récession, la forte remontée procyclique de la composante de l'inégalité de long terme des gains était clairement le facteur déterminant. Par contre, au cours de la période d'expansion ultérieure, les composantes permanente et transitoire sont toutes deux entrées en jeu, renforçant l'une l'autre leur effet de réduction de la variance totale des gains.

5.2 Profils selon l'âge

Nous avons calculé des estimations de l'inégalité de long terme des gains, de la variance totale et de l'instabilité des gains au fil du temps selon le groupe d'âge. Faute d'espace, ces graphiques sont relégués à un document de travail correspondant. Ils contiennent énormément de renseignements détaillés, si bien que nous nous concentrons uniquement sur plusieurs faits saillants. Le tableau 1 donne les valeurs numériques réelles des trois mesures de la variance selon l'âge pour la première et la dernière période d'échantillonnage de la période de référence 1982 à 2000[5]. Comme on peut le

5. L'utilisation d'années terminales individuelles est toujours risquée, mais ici, les périodes terminales sont chacune une moyenne mobile de cinq ans.

constater, les courbes selon l'âge des deux composantes de la variance sont presque opposées. Dans l'ensemble, l'inégalité de long terme des gains augmente avec l'âge, du moins chez le groupe des jeunes travailleurs et pour les groupes d'âge suivants, de sorte qu'elle est nettement plus élevée chez le groupe d'âge avancé, en grande partie comme on s'y attendrait pour un modèle standard de capital humain avec formation en cours d'emploi, alors que l'instabilité des gains diminue généralement avec l'âge, du moins jusqu'à ce que les travailleurs atteignent la force de l'âge, de sorte que l'instabilité est beaucoup plus élevée chez les travailleurs débutants, ce qui concorde nettement avec une perspective de correspondance carrière-emploi. La courbe de la variance totale des gains reflète fondamentalement celle de l'inégalité de long terme des gains qui est la composante source la plus importante de la variation totale.

Pour les deux groupes d'âge du milieu, auxquels appartiennent la grande majorité des travailleurs, les trois mesures de la variance sont également plus élevées pour les femmes que pour les hommes. Si nous calculons la moyenne sur l'ensemble des groupes d'âge, les trois mesures sont supérieures de 21 % à 25 % pour la période 1982 à 1986 et de 9 % à 22 % pour la période 1996 à 2000 (la réduction la plus importante de l'écart hommes-femmes ayant lieu pour la composante de l'inégalité de long terme des gains qui passe d'un écart de 25 % au début de la période de référence à un écart de 9 % à la fin de celle-ci).

Comme les composantes de la variance évoluent en direction opposée en fonction de l'âge, il ne devrait pas être étonnant que la taille relative de ces composantes varie également fortement avec l'âge. Le tableau 2 montre le ratio de l'inégalité de long terme des gains à l'instabilité des gains pour les divers groupes d'âge. Tant pour les femmes que pour les hommes, le ratio augmente fortement avec l'âge, du moins jusqu'au groupe dans la force de l'âge (pour les hommes) et au-delà (pour les femmes). Chez les travailleurs débutants, le ratio est inférieur à un et demi, tandis que pour les travailleurs dans la force de l'âge, il est environ de trois ou plus. Autrement dit, l'importance de l'instabilité des gains diminue considérablement comparativement aux différences de long terme des gains chez les travailleurs dans la force de l'âge et les travailleurs d'âge avancé. Les ratios de l'inégalité de long terme des gains à l'instabilité des gains chez le hommes et chez les femmes, tous âges confondus, ont également augmenté assez nettement au cours de la période d'échantillonnage, et ce, davantage chez les hommes (de 2,32 à 3,16) que chez les femmes (de 2,41 à 2,87).

5.3 Évolution des profils selon l'âge

Les chiffres des tableaux 1 et 2 indiquent que les profils des composantes de la variance ont effectivement évolué au cours de la période étudiée. Les changements sont mis en relief dans les figures 4 à 9, où l'âge est mesuré sur l'axe horizontal. Chacun de ces diagrammes comporte quatre courbes en fonction de l'âge : deux pour les périodes d'observation terminales 1982 à 1986 et 1996 à 2000, et deux pour les périodes d'observation qui facilitent la comparaison avec les étapes du cycle économique, c'est-à-dire l'intervalle de croissance de 1986 à 1990 et la période de récession de 1991 à 1995. Les multiples courbes en fonction de l'âge permettent de voir si les profils d'évolution sont constants (ou monotones) au cours de la période de référence complète ou bien mixtes (ou cycliques).

Tous les graphiques illustrent la façon dont l'inégalité de long terme des gains augmente généralement avec l'âge (transversalement) pour les hommes ainsi que les femmes (figures 6 et 9).

De surcroît, la courbe de l'inégalité de long terme selon l'âge s'est généralement déplacée vers le haut (de sorte que cette inégalité de long terme a augmenté), mais le déplacement vers le haut a été nettement plus prononcé pour les hommes que pour les femmes, a été plus spectaculaire pour les groupes d'âge plus avancés et a été plus persistant ou régulier chez les hommes et plus mixte chez les femmes.

Les figures 5 et 8 illustrent le profil en forme de U de l'instabilité des gains en fonction de l'âge chez les hommes et les profils en forme de tremplin de saut en ski en fonction de l'âge chez les femmes. Toutefois, dans ce cas-ci, les déplacements des courbes de l'instabilité des gains selon l'âge ont un profil plus mixte que les courbes de l'inégalité de long terme des gains. Sur la période de référence complète, l'instabilité des gains a fondamentalement diminué chez les travailleurs dans la force de l'âge (25 à 54 ans), puis a remonté chez les travailleurs d'âge avancé (quoique la remontée ne soit pas régulière au cours du temps).

Troisièmement, les figures 4 et 7 illustrent aussi le profil en forme de J de la variance totale des gains en fonction de l'âge chez les hommes et le profil généralement à la hausse en fonction de l'âge chez les femmes. Les déplacements au cours du temps de ces profils de la variance totale en fonction de l'âge reflètent essentiellement le profil des déplacements de la courbe d'inégalité de long terme des gains. Chez les hommes, nous observons un déplacement vers le haut important de la variance totale pour les travailleurs dans la force de l'âge et d'âge avancé qui se traduit par un accroissement prononcé des différences de gains selon l'âge. Curieusement, alors que la courbe (transversale) selon l'âge des gains moyens chez les hommes est caractérisée par un accroissement des écarts dû à la diminution du salaire réel des jeunes travailleurs et à une stabilisation du salaire (réel) des travailleurs d'âge moyen, l'évolution de la courbe selon l'âge de la variance totale des gains est caractérisée par un déplacement prononcé vers le haut chez les travailleurs dans la force de l'âge et d'âge avancé. La distribution ne semble pas s'être élargie autant chez les deux groupes d'âge plus jeunes. Dans le cas des femmes, nous observons une augmentation importante de la variance totale des gains chez les travailleuses d'âge avancé, mais une diminution de cette variance chez celles dans la force de l'âge.

6 Tendances sous-jacentes et effets macroéconomiques

Afin d'évaluer la relation empirique entre les diverses mesures de la variance, d'une part, et les tendances sous-jacentes et les principaux effets macroéconomiques, d'autre part, nous estimons une série de régressions multiples de la série chronologique d'observations sur les mesures de la variance. Comme dans la présentation graphique des figures 4 à 9 décrites plus haut, les points de données reflètent à la fois les tendances sous-jacentes et les transformations agrégées du marché du travail au Canada entre 1982 et 2000. Nous disposons, en tout, de 15 observations chronologiques pour chacune des mesures de la variance, débutant par la période d'échantillonnage de 1982 à 1986 et se terminant par la période d'échantillonnage de1996 à 2000. En nous inspirant des spécifications parcimonieuses de Haider (2001), nous représentons les effets macroéconomiques par le taux agrégé de chômage et le taux de croissance du produit intérieur brut (PIB) réel. Pour chacune des périodes d'observation de cinq ans, la variable explicative du taux de chômage prend la valeur annuelle moyenne sur cette période de cinq ans (exprimée en pourcentage). Pour calculer la variable de croissance du PIB réel, nous partons de la valeur du PIB au quatrième trimestre de l'année t et nous la divisons par la valeur à l'année t-1 dons nous soustrayons une unité, puis nous calculons la

moyenne des cinq taux de croissance annuels ainsi obtenus sur les cinq années d'une période d'observation (exprimée en nombre décimal). Les trois mesures de la variance sont traitées comme des variables dépendantes distinctes dans l'analyse par régression pour les hommes et pour les femmes confondus et pour chacun des huit groupes âge-sexe définis pour l'analyse. La forme générale des équations de régression estimées est :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 GR_t + \beta_3 UR_t + \varepsilon_t$$

où Y_t est l'une des trois mesures de la variance, T est une tendance temporelle linéaire, GR_t est le taux de croissance annuel moyen du PIB, UR_t est le taux de chômage annuel moyen et ε_t est un terme d'erreur de régression. L'effet tendanciel net est reflété par le coefficient β_1. L'inclusion de la tendance temporelle a également pour effet d'éliminer cette tendance de l'une et l'autre des variables indépendantes restantes.

Étant donné la façon dont les variables sont calculées en fonction de périodes d'observation chevauchantes successives, les termes d'erreur des régressions sont vraisemblablement fortement corrélés. Pour résoudre ce problème, nous spécifions une structure d'erreur qui suit un processus de moyenne mobile de quatrième ordre. Bien que, pour nombre des équations de régression, certains des quatre coefficients estimés par moyenne mobile s'avèrent non significatifs, nous les incluons dans toutes les spécifications. Les équations sont estimées par des méthodes fondée sur le maximum de vraisemblance (commande AUTO du programme de régression SHAZAM).

6.1 Effets tendanciels nets

Les estimations du coefficient β_1 de la tendance dans l'équation susmentionnée figurent au tableau 3, d'abord pour les femmes et les hommes confondus (partie A), puis ventilées selon le groupe d'âge (partie B)[6]. Les chiffres entre parenthèses sont les effets tendanciels exprimés en pourcentage (relativement aux moyennes d'échantillon des variables dépendantes). Fondamentalement, pour les hommes et les femmes confondus, les effets tendanciels nets reproduisent les déplacements graphiques observés dans les figures initiales 1 à 3 : l'inégalité de long terme des gains a augmenté au cours de la période 1982 à 2000, l'instabilité des gains a diminué et, puisque la première tendance domine en ordre de grandeur la seconde, la variance totale des gains, c'est-à-dire notre mesure la plus approchante de l'inégalité transversale des gains observée, a également augmenté (quoiqu'à un rythme plus lent que l'inégalité de long terme des gains). Ce profil s'observe pour les hommes ainsi que pour les femmes. Toutefois, l'accroissement de l'inégalité de long terme est environ deux fois plus important chez les hommes que chez les femmes, et la diminution de la stabilité des gains est environ quatre à cinq fois plus forte pour les femmes que pour les hommes. Par conséquent, l'accroissement de la variance totale des gains est hautement significatif et nettement plus prononcé pour les hommes, mais n'est que marginalement significatif et nettement plus faible pour les femmes.

En ce qui concerne les quatre groupes d'âge, la tendance à la hausse de l'inégalité de long terme des gains s'intensifie nettement avec l'âge chez les hommes ainsi que chez les femmes, quoique plus

6. Il convient de souligner qu'un artéfact de la construction des variables indépendantes est qu'il est vraisemblable qu'il existe une tendance temporelle importante.

fortement chez les premiers. En revanche, les tendances de l'instabilité des gains en fonction du groupe d'âge sont mixtes. Chez les hommes, la tendance fortement à la hausse de l'inégalité de long terme domine de nouveau la tendance relativement faible et mixte de l'instabilité des gains, de sorte que la tendance nette de la variance totale des gains est également fortement positive et croissante avec l'âge. Chez les femmes, les tendances de l'instabilité des gains sont souvent plus fortes (en terme de pourcentage) que celle de l'inégalité de long terme des gains, de sorte que le profil tendanciel mixte de la variance totale des gains reflète généralement celui de l'instabilité des gains. Les effets tendanciels nets reflètent à peu de chose près les mouvements généraux des courbes des mesures de la variance en fonction de l'âge illustrés aux figures 4 à 9.

Enfin, la partie C donne un ensemble complémentaire d'effets tendanciels nets pour les hommes et les femmes confondus calculés selon une méthode de régression groupée. Dans ce cas, les quatre groupes d'âge (comprenant chacun 15 observations) ont été regroupés en une régression (de 60 observations) sur l'ensemble de variables explicatives spécifiées plus haut, auxquelles ont été ajoutées 3 variables muettes de groupe d'âge à titre de variables de contrôle afin d'accroître le nombre de degrés de liberté. Les coefficients de la tendance commune sont énumérés à la partie C. Puisque les régressions groupées sont estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires, les estimations des coefficients sont généralement sans biais, mais leurs erreurs-types sont incorrectes, si bien que les indicateurs de signification statistique ne sont pas inclus. Comme on peut le voir, les coefficients de la tendance groupée pour les inégalités de long terme et pour la variance totale sont assez semblables aux coefficients de la tendance agrégée de la partie A. En revanche, les coefficients de la tendance de l'instabilité des gains ont changé de signe pour devenir positifs, mais demeurent néanmoins assez petits. Évidemment, aucune tendance sous-jacente de l'instabilité des gains n'est estimée robustement ou fiablement, tandis que celles de l'inégalité des gains et de la variance totale des gains le sont.

6.2 Effets macroéconomiques

Les effets macroéconomiques sont reflétés par deux variables, le taux (agrégé) de chômage et le taux de croissance du PIB réel. Les résultats des régressions pour la première figurent au tableau 4 et pour la seconde, au tableau 5. Dans ces tableaux, chaque cellule contient trois chiffres. Le premier est le coefficient de régression réel ($\hat{\beta}_3$ ou $\hat{\beta}_2$). Le chiffre entre parenthèses est la variation en pourcentage de l'effet pertinent ($\hat{\beta}_3$ ou $\hat{\beta}_2$ divisé par la moyenne de la variable dépendante). Par exemple, dans la cellule supérieure gauche du premier tableau, le nombre 2,71 indique que l'effet estimé d'un accroissement d'un point de pourcentage du taux de chômage est d'accroître de 2,71 % le degré d'inégalité de long terme des gains des hommes sur le marché du travail entre 1982 et 2000. Le chiffre entre crochets est l'élasticité (partielle) correspondant au coefficient de régression estimé (c.-à-d. $\hat{\beta}_3$ ou $\hat{\beta}_2$ multiplié par le ratio de la moyenne de la variable explicative pertinente à la moyenne de la variable dépendante correspondante). Donc, de nouveau dans la case supérieure gauche du tableau 4, l'effet estimé d'une augmentation de 1 % du taux agrégé de chômage est un accroissement de 0,26 % de l'inégalité de long terme des gains des hommes sur le marché du travail.

Le taux de chômage est un indicateur de l'étroitesse du marché du travail. Selon la théorie économique classique, on s'attendrait à ce que des taux de chômage réduits et donc des marchés du

travail plus étroits aient un effet disproportionnellement favorable sur les gains des travailleurs non spécialisés faiblement rémunérés, de sorte que l'inégalité des gains devrait être atténuée et l'instabilité des gains, réduite; l'accroissement des taux de chômage devrait avoir l'effet opposé. Nous devrions par conséquent nous attendre à observer des effets positifs du taux de chômage sur les trois mesures de la variance. Puisque les travailleurs masculins sont habituellement plus concentrés dans les secteurs primaires et de la fabrication, de la construction et du transport où l'emploi est plus cyclique que dans le secteur des services, dans lequel la prévalence des femmes est plus forte, nous pourrions nous attendre à ce que les effets du taux de chômage soient plus contre-cycliques chez les hommes que chez les femmes.

Il s'avère que les résultats présentés au tableau 4 corroborent en grande partie cette attente. Nous observons des effets positifs du taux de chômage pour tous les échantillons, c'est-à-dire pour les hommes et les femmes confondus (partie A) et pour chaque groupe d'âge (partie B), en ce qui concerne l'inégalité de long terme des gains et la variance totale des gains. Ces résultats, du moins pour les hommes et les femmes confondus, semblent être estimés robustement. Ces effets sont effectivement aussi prononcés pour les hommes que pour les femmes. Puisque la somme des deux composantes de la variance est égale à la variance totale, la somme des effets du taux de chômage (mesurés par les coefficients de régression) est la même que celle estimée pour la variance totale pour chaque ligne du tableau. Les effets des coefficients sont environ deux fois plus importants sur l'inégalité de long terme des gains que sur l'instabilité des gains, si bien que, pour les hommes, le premier effet représente environ les deux tiers de l'effet sur la variance totale des gains. Nous voyons donc qu'un taux de chômage plus élevé accroît l'instabilité des gains chez les hommes, comme le prédirait la théorique classique. Par contre, chez les femmes, l'effet du taux de chômage sur l'instabilité des gains se révèle plus faible et plus mixte. En effet, chez les femmes tous âges confondus, l'effet estimé est négatif (bien qu'assez faible pour les estimations groupées de la partie C du tableau). Enfin, la courbe de l'effet du taux de chômage en fonction du groupe d'âge est en forme de U pour l'inégalité de long terme ainsi que la variance totale des gains chez les hommes. Cet effet est le plus faible chez les travailleurs jeunes et dans la force de l'âge, dont la participation au marché du travail est généralement la plus forte parmi les divers groupes âge-sexe, et il est le plus important pour les groupes des travailleurs débutants et d'âge avancé, qui comptent souvent des travailleurs dont la participation au marché du travail est plus intermittente et chez lesquels les taux de chômage sont habituellement les plus élevés. De nouveau, la courbe en fonction de l'âge est plus irrégulière ou mixte chez les femmes.

La variable de taux de croissance du PIB est un indicateur de progression croissante des gains et de plus grande expérience de l'emploi sur le marché du travail; par conséquent, elle traduit un aspect différent du cycle économique. Selon la théorie économique classique, on s'attendrait à ce que des taux plus élevés de croissance du PIB (réel) et, donc, la croissance plus rapide des économies aient un effet négatif sur les mesures de la variance des gains par trois voies conceptuellement distinctes, sachant que nous neutralisons l'effet des taux agrégés de chômage. La première se concrétise par les taux de participation au marché du travail et, donc, le taux d'emploi : l'accroissement de la croissance économique et des taux de rémunération réels fait généralement augmenter les taux de participation par la voie d'une courbe d'offre de main-d'œuvre à pente ascendante, vraisemblablement plus chez les femmes que chez les hommes et plus fortement chez les travailleurs peu spécialisés qui participent de manière moins permanente au marché du travail. La deuxième voie est celle du nombre d'heures travaillées : de nouveau, un effet de l'offre de

main-d'œuvre à pente ascendante induit un plus grand nombre d'heures travaillées (conditionnellement au fait d'avoir un emploi) et, de nouveau, vraisemblablement plus fortement chez les femmes que chez les hommes et chez les travailleurs peu spécialisés dont les heures de travail sont inférieures au nombre normal régulier. La troisième voie est celle dudit effet de retombée sur la rémunération horaire : une croissance plus forte et un marché du travail plus étroit feront vraisemblablement augmenter disproportionnellement les salaires des travailleurs relativement peu spécialisés, particulièrement dans les secteurs les plus sensibles au cycle économique, tels que ceux des industries primaires et de la fabrication, de la construction et du transport, où les hommes sont plus concentrés[7].

Ces attentes classiques quant aux effets du taux de croissance du PIB réel ne sont que partiellement validées par les résultats de régression présentés au tableau 5. Les résultats pour les femmes sur le marché du travail, pour les trois mesures de la variance des gains, concordent avec ces attentes, mais pour les hommes, nos résultats *a priori* ne sont corroborés qu'en ce qui concerne l'instabilité des gains (autrement dit, une amélioration de la croissance économique réduit, ce qui n'est pas étonnant, le degré d'instabilité des gains sur le marché du travail). De nouveau, les coefficients pour l'inégalité de long terme des gains sont généralement plus grands (en valeurs absolues) que ceux pour l'instabilité des gains — dans le cas des femmes, d'un facteur huit. Les élasticités implicites et les variations en pourcentage sont aussi, d'une manière générale, nettement plus faibles ou plus petites que celles présentées dans le tableau précédent pour les effets du taux de chômage. Fait intéressant, nous constatons que les effets du taux de croissance du PIB sur l'inégalité de long terme et la variance totale des gains sont plus prononcés chez les femmes que chez les hommes, tandis que les effets du taux de croissance sur l'instabilité des gains sont plus importants (et de la direction prévue) chez les hommes que chez les femmes. Si nous examinons les profils en fonction de l'âge, nous constatons que, pour les hommes ainsi que les femmes, les effets du taux de croissance augmentent (algébriquement) avec l'âge en ce qui concerne l'inégalité de long terme des gains et la variance totale des gains, sauf dans le cas des femmes d'âge avancé. Pour l'instabilité des gains, l'effet du taux de croissance se traduit généralement par une courbe en forme de U en fonction du groupe d'âge chez les hommes et par une courbe décroissante en fonction de l'âge chez les femmes. Chose intéressante, les effets du taux de chômage paraissent être assez bien en harmonie avec la théorie classique et agissent le plus fortement par la voie de l'inégalité de long terme des gains (et, donc, de la variance totale des gains), tandis que les effets du taux de croissance du PIB se manifestent plus systématiquement par la voie de la composante de l'instabilité des gains.

Les effets cycliques mis en évidence par la régression présentés aux tableaux 4 et 5 sont résumés au tableau 6. La lettre « C » désigne des résultats contre-cycliques (c.-à-d. une variance plus élevée des gains durant les périodes économiquement défavorables), tandis que la lettre « P » indique des effets procycliques (c.-à-d. une variance plus élevée durant les périodes économiquement favorables). Comme l'a constaté Haider (2001), les effets contre-cycliques dominent clairement, une plus forte croissance économique et un chômage plus faible réduisant généralement la variance des gains. Cependant, notre analyse fait ressortir l'exception d'un effet procyclique de la croissance économique sur l'inégalité de long terme des gains chez les hommes.

7. Malheureusement, puisque l'analyse porte sur des données administratives, nous ne pouvons pas observer le nombre d'heures travaillées, de sorte que nous ne pouvons pas séparer ces voies distinctes dans nos estimations par régression.

La contradiction entre les effets du taux de croissance économique et les explications de la théorie économique classique en ce qui concerne l'inégalité de long terme des gains chez les hommes (et donc la variance totale) est curieuse. Cette constatation est la même quelle que soit la méthode d'estimation que nous utilisons et a également été faite par Beach. Finnie et Gray (2005) en suivant une méthode un peu différente comportant une dimension régionale pour tenir compte des effets macroéconomiques. Il semble que d'autres phénomènes, qui ne sont pas pris en compte dans les explications classiques, interviennent. Un autre paradigme ou mode d'explication offert dans Beach. Finnie et Gray (2005) est fondé sur la restructuration économique et l'évolution démographique. Selon cette proposition, les régions à forte croissance du pays ont suscité un influx important de jeunes travailleurs (dont le niveau des gains a tendance à être assez faible et a effectivement baissé significativement comparativement à la génération de jeunes précédente) et d'immigrants (dont les gains ont également baissé significativement comparativement à ceux des non-immigrants au cours des 20 dernières années). En effet, les niveaux globaux d'immigration au Canada ont augmenté du milieu à la fin des années 1980, et se sont maintenus à une valeur beaucoup plus élevée durant les années 1990 que durant les années 1960 et 1970. Les années 1990 ont également été caractérisées par une diminution nette du taux de croissance — en fait, une réduction de l'effectif — du secteur public, une diminution du taux global de syndicalisation dans le secteur privé et une progression vers la déréglementation de certaines branches d'activité, protégées antérieurement, comme celles des compagnies aériennes et des télécommunications.

De façon plus générale, deux phénomènes, à savoir le progrès de la mondialisation, de l'externalisation et du commerce international, d'une part, et le début d'une aire de progrès techniques axés sur des compétences spécialisées reposant sur la technologie de l'information récente basée sur les microprocesseurs, ont eu, selon certains, une incidence énorme sur la restructuration économique et la réorganisation des lieux de travail (p. ex., Katz et Autor, 1999; Verma et Taras, 2005). L'Accord de libre-échange entre le Canada et les États-Unis est entré en vigueur en 1989 et l'Accord de libre-échange nord-américain, en janvier 1994. Selon Courchène et Telmer (1998) et d'autres auteurs, ces accords ont suscité une réorientation massive des flux d'échanges canadiens d'un axe est-ouest vers un axe nord-sud, ainsi qu'un accroissement correspondant de la concurrence sur les marchés des produits, donc une plus grande sensibilisation aux coûts, la restructuration des conditions de travail et le recours plus fréquent à l'externalisation et aux régimes de travail non standard (Bartel et coll., 2005). Si ces changements caractéristiques de la « nouvelle économie » ont généralement eu lieu dans les secteurs à plus forte croissance et plus axés sur la fabrication de l'économie, cela pourrait expliquer le degré croissant d'inégalité des gains, particulièrement chez les travailleurs masculins, contrairement à ce que prévoit la théorie classique de l'effet de la croissance. Il faudra manifestement étudier et tester de manière plus approfondie les explications de la façon dont la croissance économique influe sur l'inégalité des gains sur le marché actuel du travail qui sont fondées sur la théorie classique et sur celle de la nouvelle économie.

7 Récapitulation et conclusion

Nous avons examiné la variabilité des gains des travailleurs au Canada au cours de la période allant de 1982 à 2000 au moyen d'une approche en grande partie non structurelle à l'aide de la banque de Données administratives longitudinales. Nous avons décomposé la variance longitudinale totale des gains entre les travailleurs et au cours du temps, pour les travailleurs échantillonnés à l'aide d'une méthode employée par Gottschalk et Moffitt (1994), en une composante permanente ou de long

terme de l'inégalité entre les travailleurs et une composante de l'instabilité des gains individuels d'une année à l'autre au cours du temps. L'une des innovations méthodologiques de l'étude est que cette décomposition est appliquée à une période mobile de cinq ans d'observation des gains, afin de pouvoir analyser comment ont évolué la variance totale des gains et ses deux composantes au cours des années 1980 et des années 1990 de manière non structurelle, assez souple, sur une base annuelle. Cette approche nous permet aussi d'établir des liens avec les indicateurs macroéconomiques. Nous présentons les résultats de l'étude séparément pour les hommes et pour les femmes et pour les travailleurs de quatre groupes d'âge. L'analyse empirique s'appuie sur des méthodes graphiques ainsi que des méthodes de régression.

Plusieurs résultats importants se dégagent de l'étude. En premier lieu, la hausse générale de la variance totale des gains entre les années 1980 et les années 1990 n'a pas du tout été de nature monotone entre périodes et reflète des profils d'évolution assez différents des deux composantes. L'inégalité de long terme des gains a généralement augmenté au cours de la période de référence, tandis que l'instabilité des gains d'une année à l'autre a diminué assez régulièrement, sauf durant la récession du début des années 1990. Les variations de la variabilité totale des gains ont été dictées principalement par des variations de l'inégalité de long terme des gains. Contrairement à Moffitt et Gottschalk (2002) qui ont observé une hausse séculaire de l'inégalité permanente des gains aux États-Unis, nous constatons (pour les hommes ainsi que les femmes), comme l'illustre la figure 3, une remontée importante de la composante permanente autour de 1986 à 1995, suivie par un léger recul du début au milieu des années 1980. Nos résultats reflètent davantage de puissants effets cycliques qu'une tendance à la hausse dominante. En outre, contrairement à Moffitt et Gottschalk (2002), nous ne dégageons pas d'accroissement spectaculaire de l'instabilité des gains durant les années 80, comme l'illustre la figure 2, mais uniquement autour de 1988 à 1991, accroissement suivi en grande partie d'une baisse par après. De nouveau, nos résultats évoquent des effets cycliques plus prononcés sur l'instabilité des gains au Canada qu'aux États-Unis. Donc, comme Haider (2001), nous dégageons des profils contre-cycliques à la fois pour la composante de l'inégalité de long terme et celle de l'instabilité des gains, mais nos résultats donnent à penser que les effets cycliques sont relativement plus prononcés qu'aux États-Unis et qu'ils interviennent plus fortement par la voie des différences de gains dues à une inégalité permanente au Canada qu'aux États-Unis.

En deuxième lieu, en dehors de la période de récession du début des années 90 (durant laquelle presque toutes les mesures de la variance ont augmenté), les profils d'évolution des deux composantes de la variance ont été assez différents pour les hommes et pour les femmes. Depuis le début des années 90, l'inégalité de long terme des gains a continué d'augmenter chez les hommes, mais a diminué considérablement chez les femmes. Depuis la fin des années 80, l'instabilité de court terme des gains a diminué assez régulièrement chez les femmes, mais a manifesté un profil plus cyclique chez les hommes. Par conséquent, les tendances qui sous-tendent l'instabilité des gains ont renforcé la tendance à la hausse de l'inégalité de long terme des gains chez les hommes, mais l'ont affaiblie ou neutralisée chez les femmes. Les effets du taux de chômage sur les deux composantes de la variance se manifestent assez fortement chez les hommes, mais dans une moindre mesure chez les femmes. Ainsi, l'accroissement du chômage fait augmenter l'instabilité des gains chez les hommes, mais produit des effets beaucoup plus faibles et mixtes sur l'instabilité des gains des femmes. Par contre, les effets du taux de croissance du produit intérieur brut sur l'inégalité de long terme des gains sont plus prononcés chez les femmes que chez les hommes.

En troisième lieu les profils des deux composantes de la variance en fonction de l'âge sont presque opposés. L'inégalité de long terme des gains augmente généralement avec l'âge, du moins chez les travailleurs jeunes et au-delà, si bien qu'elle est nettement plus élevée chez les travailleurs d'âge avancé, tandis que l'instabilité des gains diminue généralement avec l'âge, du moins jusqu'à ce que les travailleurs atteignent la force de l'âge, si bien qu'elle est nettement plus élevée chez les travailleurs débutants. Le profil de la variance totale des gains reflète fondamentalement celui de l'inégalité de long terme des gains. Les déplacements au cours du temps de ces courbes en fonction de l'âge ont essentiellement accentué ces grands profils et sont plus importants pour l'inégalité de long terme des gains, particulièrement chez les hommes.

En quatrième, lieu, les taux de chômage ainsi que les taux de croissance du PIB, en tant qu'indicateurs macroéconomiques, ont des effets nets mis en évidence par la régression statistiquement significatifs sur toutes les mesures de la variance des gains. Les effets du taux de chômage sont positifs pour presque toutes les mesures de la variance, résultant en harmonie avec les attentes classiques voulant que les marchés du travail plus étroits réduisent la variance des gains, mais qu'un chômage plus important soit associé à un accroissement des différences de gains de long terme et de l'instabilité des gains de court terme. L'effet est plus prononcé chez les hommes que chez les femmes et se manifeste davantage par la voie de l'inégalité de long terme que celle de l'instabilité de court terme des gains au Canada. Selon la théorie économique classique, le taux de croissance du PIB devrait avoir des effets négatifs sur les diverses mesures de la variance, une plus forte croissance économique réduisant l'inégalité et l'instabilité des gains. Ces effets prévus s'avèrent effectivement corrects pour les femmes et pour l'instabilité des gains chez les hommes. Toutefois, les effets du taux de croissance économique sur l'inégalité de long terme des gains des hommes (et sur la variance totale des gains) s'avèrent positifs, résultat qui concorde davantage avec un ensemble d'explications procédant de la théorie de la « nouvelle économie » fondées sur la restructuration économique et l'évolution démographique. De toute évidence, la prospérité économique globale n'a pas réduit l'inégalité des gains des hommes au Canada au cours de la dernière décennie et d'autres travaux de recherche sont nécessaires pour en déterminer les raisons.

Tableau 1
Mesures de la variance des gains selon le sexe et l'âge, 1982 à 1986 et 1996 à 2000

	Débutants	Jeunes	Force de l'âge	Âge avancé
Hommes				
Inégalité de long terme des gains				
1982 à 1986	0,2918	0,2647	0,2994	0,4016
1996 à 2000	0,2742	0,3088	0,3660	0,5402
Instabilité des gains				
1982 à 1986	0,1963	0,1201	0,1019	0,1652
1996 à 2000	0,1864	0,1093	0,0966	0,1777
Variance totale des gains				
1982 à 1986	0,4881	0,3847	0,4012	0,5668
1996 à 2000	0,4605	0,4182	0,4626	0,7179
Femmes				
Inégalité de long terme des gains				
1982 à 1986	0,2702	0,3537	0,4175	0,4196
1996 à 2000	0,2469	0,3438	0,4143	0,4816
Instabilité des gains				
1982 à 1986	0,2070	0,1704	0,1217	0,1108
1996 à 2000	0,2310	0,1664	0,1100	0,1459
Variance totale des gains				
1982 à 1986	0,4773	0,5241	0,5392	0,5304
1996 à 2000	0,4779	0,5102	0,5244	0,6276

Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Tableau 2
Ratio de l'inégalité de long terme à l'instabilité des gains selon le sexe et l'âge, 1982 à 1986 et 1996 à 2000

	Débutants	Jeunes	Force de l'âge	Âge avancé	Groupe d'âge
Hommes					
1982 à 1986	1,49	2,20	2,94	2,43	2,32
1996 à 2000	1,47	2,83	3,79	3,04	3,16
Femmes					
1982 à 1986	1,31	2,08	3,43	3,79	2,41
1996 à 2000	1,07	2,07	3,77	3,30	2,87

Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Tableau 3
Estimations par la régression des effets tendanciels nets sur les mesures de la variance des gains chez les hommes et les femmes, 1982 à 2000

	Inégalité de long terme	Instabilité des gains	Variance totale
Hommes et femmes			
Hommes	0,00586**	-0,00047**	0,00538**
	(1,84)	(-0,40)	(1.23)
Femmes	0,00264**	-0,00219**	0,00043*
	(0,69)	(-1,51)	(0,08)
Hommes et femmes selon l'âge			
Hommes			
Débutants	0,00135**	0,00033**	0,00169*
	(0,47)	(0,17)	(0,36)
Jeunes	0,00419**	-0,00006	0,00414**
	(1,45)	(-0,05)	(1,03)
Force de l'âge	0,00629**	0,00024**	0,00653**
	(1,93)	(0,24)	(1,53)
Âge avancé	0,01340**	0,00205**	0,01546**
	(2,99)	(1,22)	(2,50)
Femmes			
Débutants	-0,00028	0,00193**	0,00165**
	(-0,10)	(0,89)	(0,34)
Jeunes	0,00027	-0,00108**	-0,00081**
	(0,08)	(-0,64)	(-0,15)
Force de l'âge	0,00128**	-0,00041	-0,00062**
	(0,31)	(-0,34)	(-0,12)
Âge avancé	0,00539**	0,00144**	0,00688**
	(1,18)	(1,08)	(1,16)
Hommes et femmes, estimations groupées			
Hommes	0,00636	0,00068	0,00704
	(1,89)	(0,47)	(1,46)
Femmes	0,00155	0,00035	0,00161
	(0,41)	(0,22)	(0,30)

* indique la signification statistique au seuil de signification de 5 %
** indique la signification statistique au seuil de signification de 1 %
Nota : Selon les calculs des auteurs. Les chiffres entre parenthèses représentent les variations en pourcentage relatives à la moyenne d'échantillon de la variable dépendante pertinente.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Tableau 4
Estimations par la régression des effets du taux de chômage sur les mesures de la variance des gains chez les hommes et les femmes, 1982 à 2000

	Inéqualité de long terme	Instabilité des gains	Variance totale
A) Hommes et femmes			
Hommes	0,008641**	0,004259**	,012663**
Variation en pourcentage[1]	2,71	3,62	2,90
Élasticités	0,258	0,345	0,276
Femmes	0,008082**	-0,003807**	0,004208**
Variation en pourcentage	2,10	-2,63	0,80
Élasticités	0,201	-0,250	0,076
B) Hommes et femmes selon l'âge			
Hommes			
Débutants	0,016553**	0,005916**	0,022287**
Variation en pourcentage	5,79	3,13	4,69
Élasticités	0,552	0,298	0,447
Jeunes	0,006928**	0,004901**	0,011620**
Variation en pourcentage	2,40	4,28	2,88
Élasticités	0,229	0,408	0,275
Force de l'âge	0,008221**	0,004156**	0,012237**
Variation en pourcentage	2,52	4,19	2,87
Élasticités	0,240	0,400	0,274
Âge avancé	0,014369**	0,004765**	0,019158**
Variation en pourcentage	3,20	2,83	3,10
Élasticités	0,305	0,270	0,296
Femmes			
Débutants	0,009176**	0,000065	0,009217**
Variation en pourcentage	3,37	0,03	1,89
Élasticités	0,321	0,003	0,180
Jeunes	0,006147**	-0,003168**	0,003019*
Variation en pourcentage	1,73	-1,88	0,58
Élasticités	0,165	-0,179	0,055
Force de l'âge	0,009170**	0,001172	0,004507**
Variation en pourcentage	2,19	0,96	0,84
Élasticités	0,209	0,092	0,080
Âge avancé	0,007282**	-0,005148**	0,002167
Variation en pourcentage	1,59	-3,88	0,37
Élasticités	0,151	-0,370	0,035
C) Hommes et femmes, estimations groupées			
Hommes	0,011186	0,004689	0,015878
Variation en pourcentage	3,31	3,28	3,31
Élasticités	0,316	0,313	0,315
Femmes	0,007836	-0,001333	0,004648
Variation en pourcentage	2,08	-0,83	0,87
Élasticités	0,199	-0,080	0,083

* indique la signification statistique au seuil de signification de 5 %
** indique la signification statistique au seuil de signification de 1 %
1. Les variations en pourcentage relatives à la moyenne d'échantillon de la variable dépendante pertinente.
Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Tableau 5
Estimations par la régression des effets du taux de croissance du produit intérieur brut sur les mesures de la variance des gains chez les hommes et les femmes, 1982 à 2000

	Inégalité de long terme	Instabilité des gains	Variance totale
A) Hommes et femmes			
Hommes	0,049254**	-0,027850*	0,022735
Variation en pourcentage[1]	0,51	-0,24	0,05
Élasticités	0,0184	-0,0282	0,0062
Femmes	-0,081731**	-0,010251	-0,090407**
Variation en pourcentage [1]	-0,21	-0,07	-0,17
Élasticités	-0,0254	-0,0084	-0,0204
B) Hommes et femmes selon l'âge			
Hommes			
Débutants	-0,048209*	-0,031280*	-0,077138**
Variation en pourcentage	-0,17	-0,17	-0,16
Élasticités	-0,0201	-0,0197	-0,0194
Jeunes	0,000939	-0,052463**	-0,048203**
Variation en pourcentage	0,00	-0,46	-0,12
Élasticités	0,0004	-0,0550	-0,0143
Force de l'âge	0,056813**	-0,033406**	0,023029
Variation en pourcentage	0,17	-0,34	0,05
Élasticités	0,0207	-0,0402	0,0065
Âge avancé	0,11639	-0,002831	0,11306
Variation en pourcentage	0,26	-0,02	0,18
Élasticités	0,0309	-0,0020	0,0218
Femmes			
Débutants	-0,15673**	0,055562**	-0,10230**
Variation en pourcentage	-0,58	0,26	-0,21
Élasticités	-0,0686	0,0307	-0,0250
Jeunes	-0,096908**	-0,013436	-0,11060**
Variation en pourcentage	-0,27	-0,08	-0,21
Élasticités	-0,0325	-0,0095	-0,0251
Force de l'âge	-0,045395**	-0,025575	-0,055402**
Variation en pourcentage	-0,11	-0,21	-0,10
Élasticités	-0,0130	-0,0250	-0,0123
Âge avancé	-0,10683**	-0,040213**	-0,14568**
Variation en pourcentage	-0,23	-0,30	-0,25
Élasticités	-0,0278	-0,0361	-0,0294
C) Hommes et femmes, estimations groupées			
Hommes	0,028658	-0,033529	-0,004958
Variation en pourcentage[1]	0,08	-0,23	-0,01
Élasticités	0,0101	-0,0280	-0,0012
Femmes	-0,089991	-0,003312	-0,091658
Variation en pourcentage[1]	-0,24	-0,02	-0,17
Élasticités	-0,0285	-0,0025	-0,0204

* indique la signification statistique au seuil de signification de 5 %
** indique la signification statistique au seuil de signification de 1 %
1. Les variations en pourcentage relatives à la moyenne d'échantillon de la variable dépendante pertinente.
Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

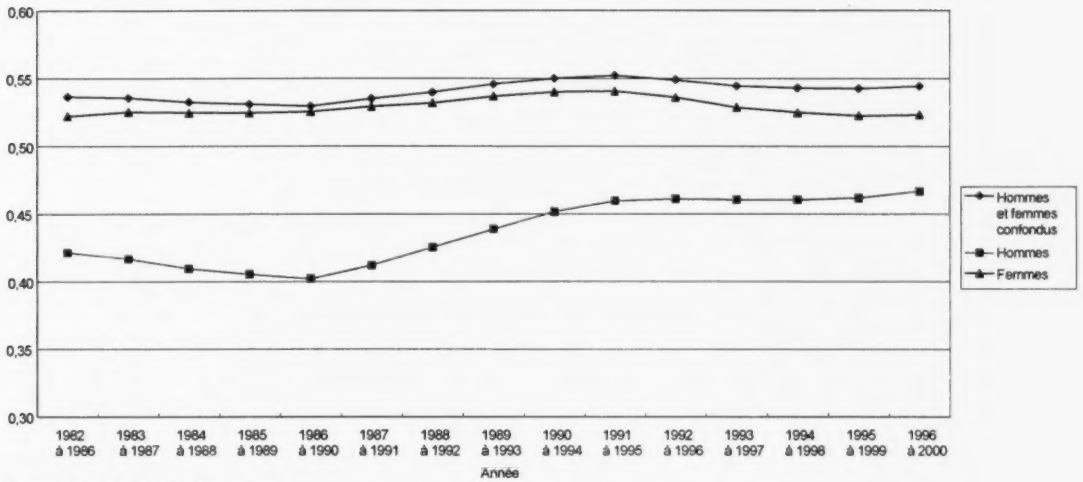
Tableau 6
Sommaire des effets cycliques sur les mesures de la variance des gains mis en évidence par la régression

	Inégalité de long terme	Instabilité des gains	Variance totale
Taux de chômage			
Hommes	C**	C**	C**
Femmes	C**	P**	C**
Taux de croissance			
Hommes	P**	C*	C
Femmes	C**	C	C**

* indique la signification statistique au seuil de signification de 5 % d'après les parties A des tableaux 4 et 5.
** indique la signification statistique au seuil de signification de 1 % d'après les parties A des tableaux 4 et 5.
Nota : Selon les calculs des auteurs. La lettre C indique les résultats contra-cycliques tandis que la lettre P indique les résultats procycliques. Les désignations P ou C sont fondées sur les parties C des tableaux 4 et 5.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

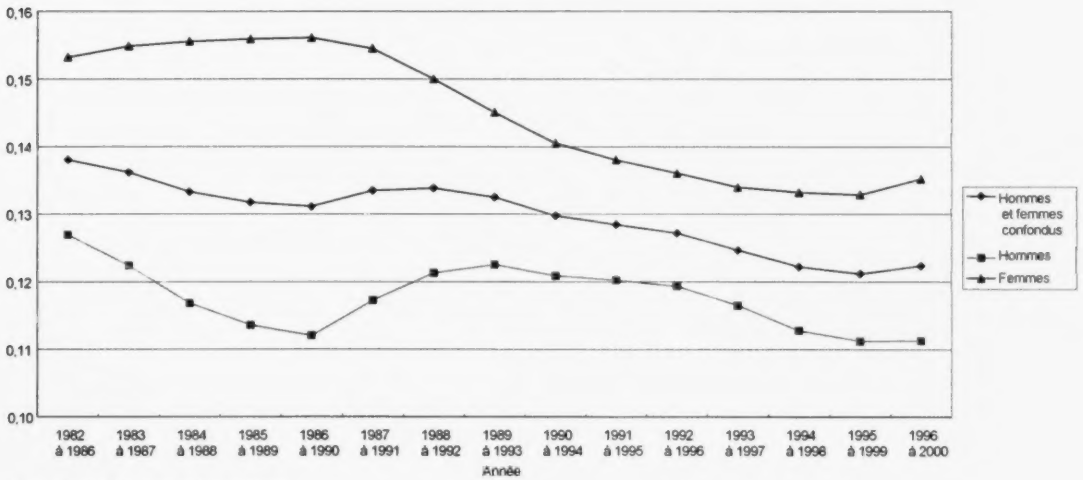
Figures

Figure 1
Variance totale selon le sexe



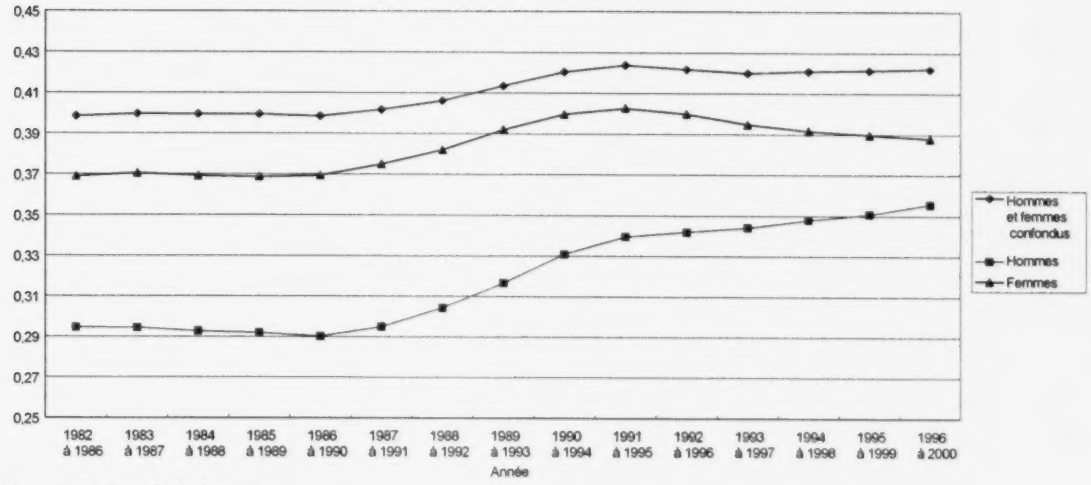
Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Figure 2
Variance transitoire selon le sexe



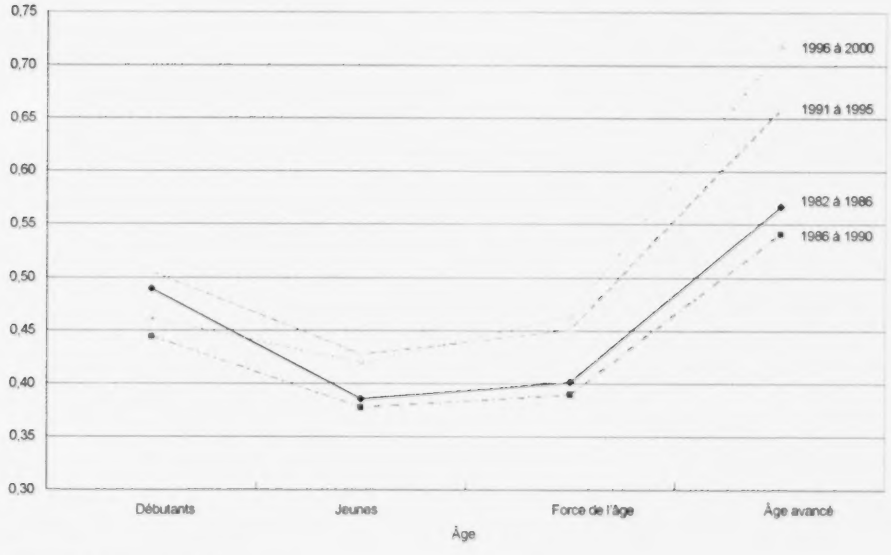
Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Figure 3
Variance permanente selon le sexe



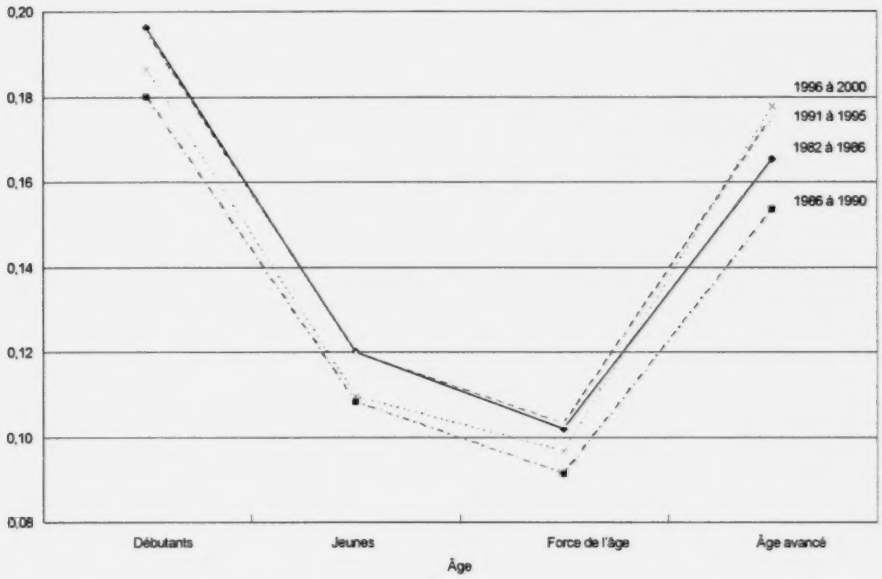
Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Figure 4
Hommes – Variance totale



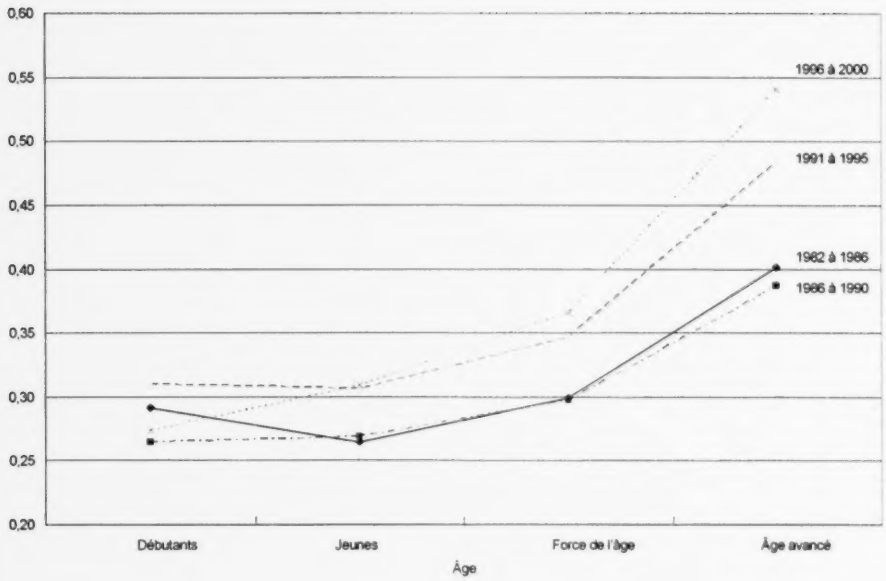
Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Figure 5
Hommes – Variance transitoire



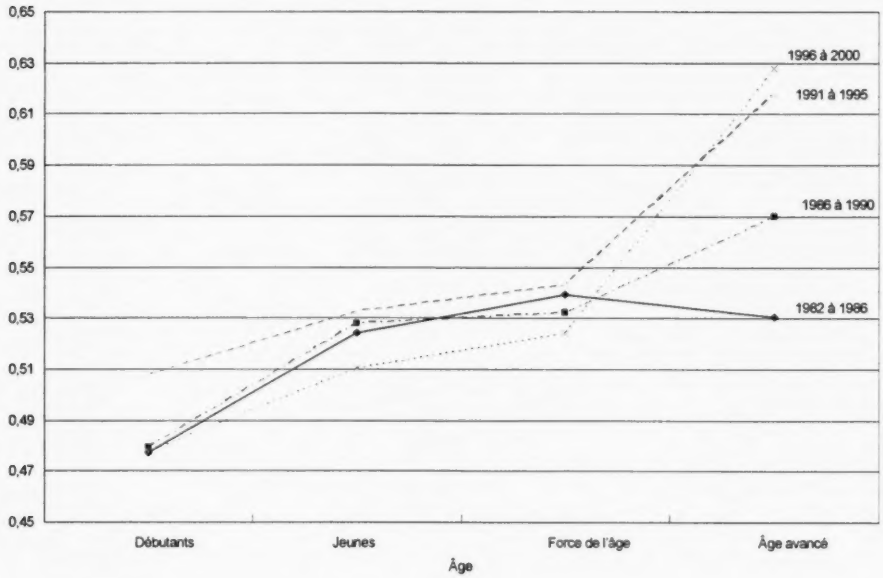
Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Figure 6
Hommes – Variance permanente



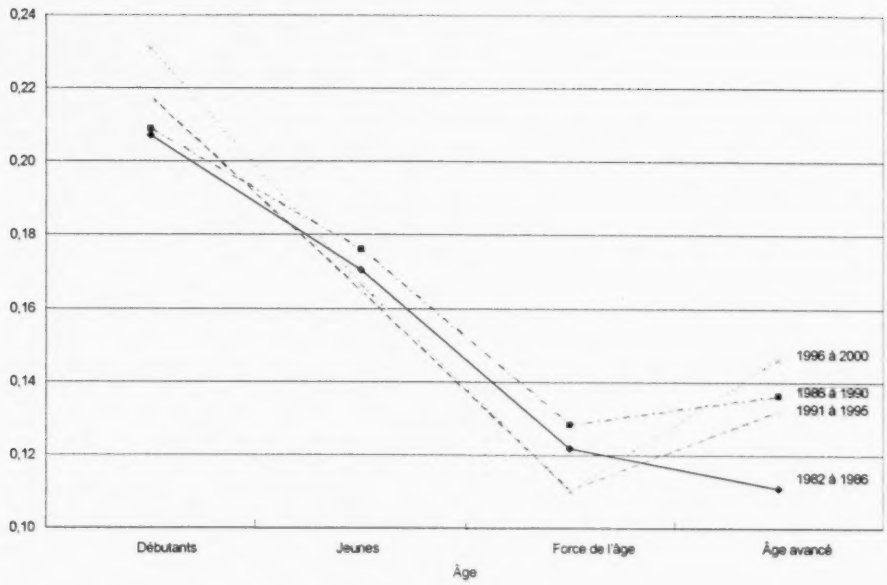
Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Figure 7
Femmes – Variance totale



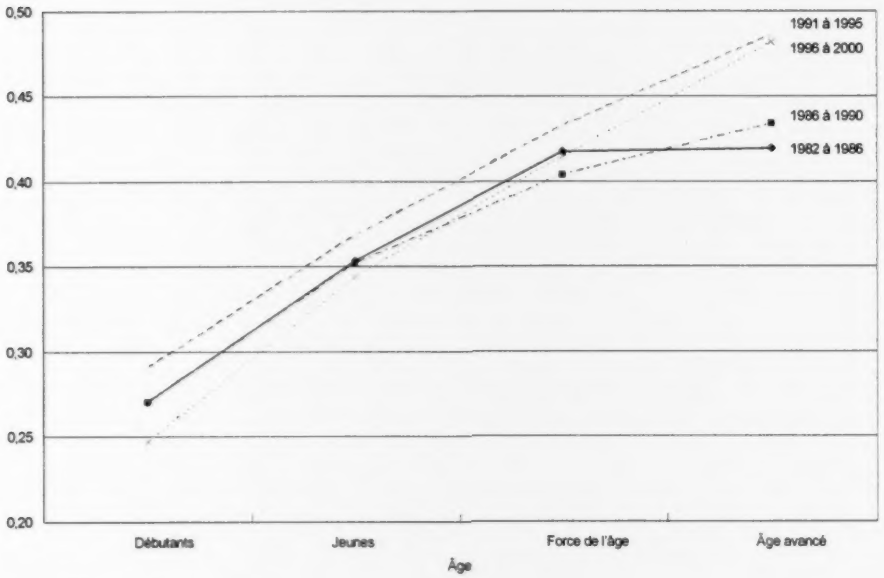
Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Figure 8
Femmes – Variance transitoire



Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Figure 9
Femmes – Variance permanente



Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Annexe

Tableau A.1
Tailles d'échantillon pour les 15 périodes d'estimation

Période d'estimation	Hommes				Femmes			
	Débutants	Jeunes	Force de l'âge	Âge avancé	Débutants	Jeunes	Force de l'âge	Âge avancé
1982 à 1986	109 865	257 415	324 150	59 430	97 910	180 830	222 915	31 550
1983 à 1987	102 135	254 205	327 795	58 285	91 125	183 150	230 915	31 630
1984 à 1988	100 210	257 810	339 035	57 115	89 380	190 275	244 930	31 520
1985 à 1989	96 495	261 255	352 280	57 255	86 480	197 355	261 230	32 185
1986 à 1990	91 000	263 330	363 260	56 065	82 385	203 575	277 395	32 350
1987 à 1991	84 250	260 635	371 620	55 130	76 335	206 440	291 575	32 665
1988 à 1992	77 310	261 230	388 740	53 340	70 680	211 805	311 665	32 830
1989 à 1993	70 325	259 455	397 655	51 290	64 740	214 810	327 585	33 105
1990 à 1994	65 930	259 090	410 050	49 780	59 945	217 180	344 265	33 235
1991 à 1995	62 535	254 855	420 870	48 645	56 210	215 810	358 655	33 290
1992 à 1996	59 675	249 940	434 910	47 760	52 720	212 780	374 235	33 260
1993 à 1997	58 025	244 290	446 910	47 590	49 845	208 170	386 675	33 195
1994 à 1998	56 650	237 020	458 605	48 090	47 410	203 140	397 700	33 355
1995 à 1999	54 775	230 370	473 465	49 995	45 570	199 440	413 755	35 195
1996 à 2000	54 325	224 640	489 000	52 455	45 015	197 375	431 320	37 580

Nota : Selon les calculs des auteurs.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Tableau A.2
Résultats des régressions d'après les équations des gains, régression du logarithme des gains sur une quartique de l'âge

Période d'estimation	Constante	Âge	$Âge^2$	$Âge^3$	$Âge^4$
1982 à 1986					
Hommes	0,213	0,899	-0,029	4,29 E-4	-2,38 E-6
Femmes	1,891	0,765	-0,026	3,98 E-4	-2,22 E-6
1983 à 1987					
Hommes	-0,457	0,955	-0,031	4,52 E-4	-2,5 E-6
Femmes	1,430	0,797	-0,027	4,06 E-4	-2,25 E-6
1984 à 1988					
Hommes	-0,312	0,939	-0,030	4,44 E-4	-2,46 E-6
Femmes	1,570	0,772	-0,026	3,87 E-4	-2,14 E-6
1985 à 1989					
Hommes	0,079**	0,899	-0,029	4,23 E-4	-2,35 E-6
Femmes	2,037	0,722	-0,024	3,58 E-4	1,99 E-6
1986 à 1990					
Hommes	0,793	0,829	-0,026	3,88 E-4	-2,17 E-6
Femmes	2,700	0,653	-0,022	3,19 E-4	-1,78 E-6
1987 à 1991					
Hommes	1,931	0,722	-0,023	3,37 E-4	-1,92 E-6
Femmes	3,535	0,572	-0,019	2,79 E-4	-1,58 E-6
1988 à 1992					
Hommes	2,726	0,647	-0,021	3,04 E-4	-1,76 E-6
Femmes	4,248	0,502	-0,016	2,44 E-4	-1,40 E-6
1989 à 1993					
Hommes	2,535	0,666	-0,021	3,18 E-4	-1,85 E-6
Femmes	4,395	0,489	-0,016	2,42 E-4	-1,14 E-6
1990 à 1994					
Hommes	1,688	0,745	-0,024	3,61 E-4	-2,09 E-6
Femmes	3,800	0,546	-0,018	2,76 E-4	-1,61 E-6
1991 à 1995					
Hommes	0,348	0,872	-0,029	4,30 E-4	-2,48 E-6
Femmes	2,377	0,686	-0,023	3,57 E-4	-2,09 E-6
1992 à 1996					
Hommes	-0,608	0,968	-0,032	4,86 E-4	-2,81 E-6
Femmes	1,201	0,803	-0,027	4,25 E-4	-2,5 E-6
1993 à 1997					
Hommes	-1,151	1,024	-0,034	5,20 E-4	-3,01 E-6
Femmes	0,054	0,912	-0,031	4,86 E-4	-2,84 E-6
1994 à 1998					
Hommes	-1,261	1,037	-0,034	5,28 E-4	-3,06 E-6
Femmes	-0,244*	0,937	-0,032	4,96 E-4	-2,89 E-6
1995 à 1999					
Hommes	-1,371	1,053	-0,035	5,41 E-4	-3,13 E-6
Femmes	-0,543	0,967	-0,033	5,13 E-4	-3,00 E-6
1996 à 2000					
Hommes	-1,360	1,055	-0,036	5,42 E-4	-3,14 E-6
Femmes	-0,953	1,011	-0,034	5,41 E-4	-3,16 E-6

* désigne la non-signification statistique au seuil de signification de 3 %
** désigne la non-signification statistique au seuil de signification de 10 %
Nota : Selon les calculs des auteurs. Toutes les autres estimations ponctuelles ont une valeur p inférieure à 0,001.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Bibliographie

Baker, Michael. 1997. « Growth-rate heterogeneity and the covariance structure of life-cycle earnings ». *Journal of Labor Economics*. 15, 2 : 338–375.

Baker, Michael, et Gary Solon. 2003. « Earnings dynamics and inequality among Canadian men, 1976–1992: Evidence from longitudinal income tax records. ». *Journal of Labor Economics*. 21, 2 : 289–321.

Bartel, Ann P., Saul Lach et Nachum Sicherman. 2005. « *Outsourcing and Technological Change* ». Document de travail n° 11158 du NBER. Cambridge: Mass. : National Bureau of Economic Research.

Beach, Charles M., Ross Finnie et David Gray. 2005. « The impact of macroeconomic conditions on the instability and long-run inequality of workers' earnings in Canada ». *Relations industrielles/Industrial Relations*. 60 : 244–272.

Beach, Charles M., Ross Finnie et David Gray. 2003. « Earnings variability and earnings instability of women and men in Canada: How do the 1990s compare to the 1980s? » *Canadian Public Policy*. 29 Supplement : 41–63.

Beach, Charles M., Ross Finnie et David Gray. 2001. « Earnings Variability and Earnings Instability of Women and Men in Canada: How do the 1990s Compare to the 1980s? » Document de travail n° 25. Kingston, Ontario : Queen's University, School of Policy Studies.

Beach, Charles M., et George A. Slotsve. 1996. « Are We Becoming Two Societies? Income Polarization and the Myth of the Declining Middle Class in Canada ». Toronto : C.D. Howe Institute.

Burbidge, John B., Lonnie Magee et A. Leslie Robb. 1997. « Canadian wage inequality over the last two decades ». *Empirical Economics*. 22, 2 : 181–203.

Courchene, Thomas J., et Cohn R. Telmer. 1998. « From Heartland to North American Region State: The Social, Fiscal and Federal Evolution of Ontario ». Série monographique syr la politique publique. Toronto : University of Toronto, Faculty of Management.

Finnie, Ross. 1997. « Earnings Dynamics in Canada: The Correlation of Individuals' Earnings over Time in Canada, 1982–1992 ». Politique stratégique, Direction générale de la recherche appliquée, document de travail n° W-97-3E.c. Hull, Québec : Ressources humaines et Développement social Canada. (À paraître également dans *The Review of Income and Wealth*.)

Frenette, Marc, David A. Green et Garnett Picot. 2004. *Croissance de l'inégalité du revenu pendant les années 1990 : Exploration de trois sources de données*. Direction des études analytiques. Document de recherche. N° 11F0019MIF2004219 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Gottschalk, Peter. 1982. « Earnings mobility: Permanent change or transitory fluctuations? » *The Review of Economics and Statistics.* 64, 3 : 450–456.

Gottschalk, Peter, et Robert Moffitt. 1994. « The growth of earnings instability in the U.S. labour market ». *Brookings Papers on Economic Activity.* 2 : 217–272.

Gottschalk, Peter, et Timothy M. Smeeding. 1997. « Cross-national comparisons of earnings and income inequality ». *Journal of Economic Literature.* 35, 2 : 633–687.

Haider, Steven J. 2001. « Earnings instability and earnings inequality of males in the United States: 1967–1991 ». *Journal of Labor Economics.* 19, 4 : 799–836.

Heisz, Andrew, Andrew Jackson et Garnett Picot. 2002. *Les entreprises gagnantes et perdantes du marché de l'emploi des années 1990.* Direction des études analytiques. Documents de recherche. N° 11F0019MIF2002184 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Johnson, Susan, et Peter Kuhn. 2004. « Increasing male earnings inequality in Canada and the United States, 1981–1997 ». *Canadian Public Policy.* 30, 2 : 155–175.

Johnston, Johnston. 1984. *Econometric Methods.* 3ième édition. New York : McGraw-Hill.

Katz, Lawrence F., et David H. Autor. 1999. « Changes in the wage structure and earnings inequality ». Dans *Handbook of Labor Economics.* Volume 3, Chapitre 26. O.S. Ashenfelter and D. Card (rév.). New York : Elsevier Sscience.

Moffitt, Robert A., et Peter Gottschalk. 2002. « Trends in the transitory variance of earnings in the United States ». *The Economic Journal.* 112, 478 : C68–C73.

Morissette, René, et Yuri Ostrovsky. 2005. « The instability of family earnings and family income in Canada, 1986–1991 and 1996–2001 ». *Canadian Public Policy.* 31, 3 : 273–302.

Picot, Garnett. 1997. « What is happening to earnings inequality in Canada in the 1990s? » *Canadian Business Economics.* 6, 1 : 65–83.

Richardson, David H. 1997. « Changes in the distribution of wages in Canada, 1981–1992. » *Canadian Journal of Economics.* 30, 3 : 622–643.

Verma, Anil, et Daphne G. Taras. 2005. «Managing the high-involvement workplace ». Chapitre 6 dans *Union-Management Relations in Canada.* 5ième édition. Morley Gunderson, Allen Ponak et Daphne G. Taras (rév.). Toronto : Pearson-Addison-Wesley.

Wolfson, Michael C., et Brian B. Murphy. 1998. *Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenues au Canada et aux États-Unis.* Direction des études analytiques. Documents de recherche. N° 11F0019MPF1999124 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.